

**TASA DE CAMBIO REAL EFECTIVA Y EXPORTACIONES  
DE MANUFACTURADOS: EL CASO DEL BRASIL**

**Por: GLORIA CANALES\***

Serie Documentos de Trabajo  
Mayo, 1992

No 101

\* Profesora del Departamento de Economía de la  
Pontificia Universidad Católica del Perú.

Trabajo elaborado con el financiamiento del  
PNPE/IPEA, Programa Nacional de Pesquisa  
Econômica/Instituto de Planejamento Econômico  
e Social. Rio de Janeiro, Brasil.  
Agradezco los comentarios de Jorge Vega C.  
Ana Salas participó eficientemente como  
asistente de investigación.

## INTRODUCCION

La determinación específica de los efectos de las variaciones de la tasa de cambio sobre el comercio exterior de un país, es un tema cuya relevancia se ve acentuada si consideramos que son muchos los países que siguen políticas de minidevaluaciones u otras, teniendo la tasa de cambio real como variable objetivo.

Brasil es uno de estos países donde, a la espera de determinados resultados, se toman decisiones de política con miras a mantener o alterar la tasa de cambio real.

El grado de respuesta del comercio exterior a la tasa de cambio, está relacionado principalmente con las características del país en lo que se refiere a los tipos de productos que se exportan y se importan. En este sentido, el peso grande adquirido por las exportaciones de manufacturas en la pauta total de exportaciones del Brasil, ha dado al manejo del tipo de cambio, como variable de política económica, mayor trascendencia.

En este contexto, la desvalorización que ha venido sufriendo el dólar frente a otras monedas fuertes, ha ocasionado que en los trabajos recientes sobre el tema, la atención se centre en las series de tasa de cambio real efectiva existentes para Brasil, poniéndose en cuestión su capacidad para medir la competitividad de los productos brasileños.

Los trabajos señalan que, dado que son los índices bilaterales de comercio los que se toman como base para la ponderación de cada país en la construcción de la tasa de cambio real efectiva, se deja completamente de lado la competencia en terceros mercados. Es decir, poca o ninguna importancia se da a los países con los cuales se mantienen reducidas relaciones comerciales y, sin embargo, son fuertes competidores de los productos brasileños en el mercado exterior. Como ejemplo se puede citar Corea, pues el comercio exterior de Brasil con este país es insignificante y sin embargo, muchos productos manufacturados brasileños compiten con productos coreanos tanto en el mercado norteamericano, como europeo.

Lo que se quiere indicar es que los efectos favorables para los productos brasileños, de una desvalorización del dólar frente a las otras monedas fuertes, podrían verse reducidos o contrapesados en el caso que la tasa de cambio en Corea y los otros países con los

cuales el Brasil compite, estén también atados a la moneda americana.

Y, esto no estaría siendo reflejado por la tasa de cambio real efectiva, tal como ella usualmente se calcula, pues la mayoría de estos países no mantiene comercio importante con Brasil.

Considerando la importancia para la política económica de la determinación de cómo la tasa de cambio real afecta en cada momento el comercio exterior, y que al parecer no se está utilizando actualmente para Brasil el mejor indicador de tasa de cambio efectiva, el objetivo del presente trabajo es discutir tasa de cambio efectivas alternativas.

Se busca determinar si una tasa de cambio real efectiva corregida de forma que, por ejemplo, capte adecuadamente la competencia en terceros mercados, explica mejor la evolución de las exportaciones de productos manufacturados brasileños, o si por el contrario la diferencia no es significativa, de modo que no se justifica la sustitución de las actuales tasas de cambio efectivas (TCE) basadas en comercio bilateral.

Para ello se requiere, en primer lugar, la discusión teórica de las cualidades y limitaciones de los

diferentes índices de TCE; en segundo lugar, la elaboración de índices de TCE alternativos, susceptibles de ser comparados con los índices existentes; y, en tercer lugar, estimar ecuaciones de comportamiento para las exportaciones de manufacturas incorporando la tasa de cambio real en forma independiente entre las variables explicativas. De esta forma, será posible comparar diferentes medidas de tasa de cambio real y determinar cuál explica mejor el desempeño de éstas exportaciones.

De esta manera, dedicamos la primera sección del trabajo a revisar los principales aspectos teóricos relacionados con la construcción de las tasas de cambio efectivas.

Luego, en la segunda sección se presentan y analizan, de acuerdo a su importancia, algunas de las tasas de cambio efectivas elaboradas para Brasil, para a partir de ello construir y presentar tasas de cambio efectivas alternativas.

La tercera sección se destina al análisis de las exportaciones de productos manufacturados brasileños, en relación con la evolución de los índices alternativos de tasas de cambio efectivas elaborados en la sección anterior.

También, aunque con menor detenimiento, se incluye en esta sección un análisis de las importaciones. Con ello se pretende tener algún indicio de hasta qué punto una nueva tasa de cambio efectiva, justamente por tratar de ser tan adecuada para exportaciones de manufacturas, deja de ser útil para explicar el comportamiento del comercio exterior brasileño en general (exportaciones e importaciones).

Finalmente, en la última sección son presentadas las conclusiones.

## I. TASA DE CAMBIO EFECTIVA: ASPECTOS TEORICOS

El concepto de tasa de cambio efectiva fué desarrollado inicialmente por Hirsch y Higgins <sup>1</sup>, como un concepto nominal, que sólo posteriormente se extenderá para incluir índices reales.

De esta forma, al respecto de la tasa de cambio nominal efectiva de una moneda dada, los autores mencionados dirán que:

"...was assumed to represent the total relationship between the actual value of the currency expressed in terms of a numeraire and the aggregate value of a relevant composite of currencies expressed in terms of the same numeraire." Hirsch y Higgins (1970, p.458).

Señalando además que el objetivo del indicador de tasa de cambio efectiva será ilustrar la influencia particular de los movimientos en la tasa de cambio, sobre

---

<sup>1/</sup> Hirsch, F. y Higgins, I., (1970), "An Indicator of Effective Exchange Rates", Staff Papers, Vol. 17, Nov.

la competitividad internacional.<sup>2</sup>

Con respecto al mismo índice, posteriormente Rhomberg (1976) dirá que mide la variación promedio de la tasa de cambio de un país en relación a las monedas extranjeras de todos los países con los que se mantienen relaciones comerciales. Para calcular este índice, una ponderación representando la importancia relativa de cada uno de los países extranjeros para el país en cuestión, debe ser aplicada al valor de la moneda extranjera en términos de la moneda nacional, en un determinado período base.<sup>3</sup>

Fueron las oscilaciones violentas de las tasas de cambio de los países avanzados, asociadas al régimen de tasas flexibles, los que originaron que las tasas de cambio nominales en relación a una moneda en particular se transformen en una guía sin valor, dando paso al concepto de tasa de cambio efectiva.

Muchos índices de tasa de cambio efectiva pueden ser calculados y de hecho lo son, difiriendo entre ellos en varios aspectos. El ulterior desarrollo del tema ha insistido en señalar, que la discusión de los aspectos

---

2/ *ibid.*

3/ Rhomberg, R.R.(1976), "Indices of Effective Exchange Rates", IMF Staff Papers, vol XXIII, No 1, March, p.88.



conceptuales, conducente a definir la idoneidad de un determinado índice de tasa de cambio efectiva, debe realizarse en función al uso que se pretenda hacer del índice y no en términos generales. A este respecto Rhomberg (1976) señala por ejemplo que:

"The weights to be given to changes in the home country's exchange rates vis-à-vis foreign countries must reflect the relative importance of each of these changes in contributing to a specific result that is select as deserving attention, that is, to an objective of economic analysis or policy. The proper choice of weights depends, therefore, on the particular policy objective selected as the focal point of the index. For different objectives, indices employing different weighing schemes would be appropriate".

Por su parte Pauls y Helkie (1987) argumentan en la misma dirección que:

"The appropriate choice of an exchange-rate index depends on its application; no single index is best for answering all questions"

En otras palabras, en la base del criterio de

selección de un índice deberá estar la utilización que se hará del mismo. De esta forma, si el índice se quiere para estudiar los efectos de los movimientos en la tasa de cambio sobre los ingresos del país provenientes de exportación, será conveniente el uso de un índice bilateral de TCE, con ponderación en base a los flujos de exportación. Si el interés está en estudiar los efectos de los movimientos en la tasa de cambio sobre los gastos del país por concepto de importaciones, un índice de TCE, ponderado a partir de las importaciones, provenientes de los diferentes países, será el apropiado. De manera similar, encontramos índices de TCE más adecuados para exportaciones de manufacturados, para exportaciones de materias primas, para el saldo en balanza comercial, para medir la demanda de activos o la riqueza real de un país, etc.<sup>4</sup>

En lo que se refiere a los varios aspectos en que los índices pueden diferir, entre los más importantes tenemos: (i) los países incluidos en el cálculo de índice, (ii) las ponderaciones dadas a cada país, (iii) el tipo de fórmula empleada para obtener el índice, (iv) la elección de los deflatores, (v) el grado de agregación.

---

<sup>4/</sup> Las fórmulas para las tasas de cambio efectivas correspondientes al "bilateral export-weighted index", al "import-weighted index" y otros comunmente utilizados se pueden encontrar en Rhomberg (1976, p. 102-103).

Así, en relación al objetivo de balanza comercial lo que comunmente se utiliza es un índice de comercio bilateral (basado en exportaciones e importaciones). Sin embargo, en términos más estrictos, como lo coloca Rhomberg (1976), la TCE debería ser definida teóricamente como el cambio conceptual proporcional uniforme en el precio de la moneda doméstica en términos de las monedas extranjeras, que tendría el mismo efecto en la balanza comercial, que un conjunto de verdaderas variaciones en esos precios. Para calcular esta variación conceptual uniforme en la tasa de cambio, la variación verdadera en la tasa de cambio en relación a cada moneda extranjera deberá ser ponderada por el efecto en la balanza comercial del país de un cambio únicamente en el precio de esa moneda en una proporción dada, digamos en 1 %.

Lo que primordialmente interesa notar, es que estos efectos sobre la balanza comercial; es decir, este conjunto de pesos ideales, probablemente no serán proporcionales a los flujos de comercio bilaterales entre el país en cuestión y los países con que comercia, como usualmente se asume.

Esto obedece a que además de la magnitud del flujo comercial entre los países considerados, los efectos sobre la balanza comercial de las variaciones en los tipos de

cambio dependen de varios otros factores tales como<sup>5</sup> : (i) El grado de relación competitiva existente entre ellos en terceros mercados, (ii) la elasticidad-precio de los productos que se intercambian, y (iii) los cambios en los precios de los bienes transables inducidos por la variación en la tasa de cambio.

El primer factor se puede ilustrar tomando dos países con una composición similar de productos de exportación que, en parte por esto, comercian muy poco entre ellos y sin embargo, exportan al mismo tercer mercado. En este caso una devaluación de la moneda de alguno de ellos, tendrá un efecto en la balanza comercial del otro bastante mayor que lo que se estimaría a partir de su pequeño comercio bilateral. De esta forma, habría que tomar en consideración la estructura de comercio de los 2 países con todos los países con los cuales ambos comercian. Este punto es bastante importante para los países en desarrollo que, aunque no tienen un volumen comercial significativo entre ellos, destinan sus exportaciones para los mismos mercados, principalmente a Estados Unidos.

Por su parte las elasticidades-precio de demanda y oferta son de primordial importancia entre los determinantes de la respuesta de la balanza comercial a

---

<sup>5/</sup> Al respecto ver: Rhomberg (1976), Paula y Helkie (1987), Maciejewski (1983), entre otros.

variaciones en la tasa de cambio. Lo primero que se debe considerar, al respecto, es que estas elasticidades suelen ser muy diferentes según el tipo de bienes. Así por ejemplo, la elasticidad-precio de un producto importado que no se produce en el país será muy baja, a tal punto que una revaluación de la moneda de los países que ofrecen este producto, empeorará la balanza comercial del país importador. En cambio, si la importación es competitiva, la elasticidad-precio puede ser tan alta, que una revaluación de la moneda de los países ofertantes termine mejorando la balanza comercial del país importador.

Podemos deducir, entonces, que el peso a dar a los dos tipos de países ofertantes, debe ser diferente del que viene señalado por la participación que tenga el comercio bilateral de esos países. Es más, tendría que ser también de diferente signo. Sabemos, sin embargo, que por la forma misma en que es derivada, la ponderación por comercio bilateral es siempre "positiva", pudiendo a lo más, en caso extremo, se igual a cero. Las mismas consideraciones tienen que tomarse en cuenta para la elasticidad-precio de la oferta.

En general, con respecto a las elasticidades, se debe notar que un índice de TCE con ponderaciones por comercio bilateral sólo sería adecuado para medir el efecto sobre la balanza comercial: en primer lugar, si todas las

elasticidades-precio de oferta de los bienes transables fueran infinitas, de manera que sólo sería relevante la elasticidad-precio de la demanda.

En segundo lugar, si todas las elasticidades -precio de la demanda por exportaciones e importaciones fueran iguales entre ellas; en este caso, un movimiento en el precio, ocasionado por el tipo de cambio, haría reaccionar a la cantidad de los diferentes bienes transados en la misma proporción.

Y, por último, si todas las elasticidades de demanda de un país exportador con respecto al precio de exportación de otro país fuesen cero; es decir, la cantidad demandada de un bien se reduciría si el precio propio aumenta, pero no habría disminución en la demanda de este bien si un sustituto en otro país baja de precio.

En resumen, se asume que si la tasa de cambio se devalúa en alguna cantidad, habrá un efecto proporcional sobre las exportaciones, que ocurriría porque todos los productos exportados aumentaron su exportación en un mismo porcentaje. Lo propio pasará con las importaciones.

Además del grado de relación competitiva existente entre los países en terceros mercados y la elasticidad-precio de los productos que se comercian, se ha

señalado a los cambios en los precios de los bienes transables inducidos por la variación en la tasa de cambio como un tercer factor, y de la mayor importancia, en las divergencias existentes entre un índice de TCE con ponderaciones bilaterales y otro basado en los efectos sobre la balanza comercial de una variación en la tasa de cambio.

Ocurre que el efecto sobre la inflación doméstica que pueda tener una devaluación tenderá a contrarrestar, aunque no necesariamente en forma total, el impacto positivo sobre la balanza comercial que se espera de esta devaluación. El efecto inflacionario aludido está relacionado con las elasticidades-precio de demanda y oferta y con los efectos que las variaciones en el tipo de cambio puedan tener sobre los salarios, lo que a su vez depende del grado de requerimiento de insumos importados por parte de la industria nacional y de la clase de bienes que se exporta, entre otros factores.

Así, si los principales productos de exportación de un país tuvieran sus precios determinados en el mercado mundial y denominados en moneda extranjera; y si la elasticidad-precio de la oferta fuese muy pequeña, como usualmente sucede con los países primario-exportadores, entonces los precios de exportación en moneda local aumentarán en la misma proporción que la tasa de cambio, en

cuanto que en moneda extranjera permanecerán inalterados.

Si este es el caso, la ponderación de los países compradores de las materias primas sugerida por el comercio bilateral estará sobredimensionando, en gran medida, el efecto de una devaluación de la moneda local en términos de las monedas de los países compradores. Esto ha llevado a que en el cálculo de los índices de TCE para los países industrializados en los que se utiliza ponderación bilateral, usualmente se excluya a los países primario exportadores.

En lo que respecta a los índices reales de tasa de cambio efectiva, su introducción, como dijéramos, es posterior y se inicia con la percepción de que mucho de la variación de los índices nominales se debe a las diferencias en las tasas de inflación que experimentan los países. De esta forma, el índice nominal se corrigió para que pudiese captar adecuadamente los efectos reales de las variaciones cambiales. Objeciones en relación a estos ajustes se pueden ver en Maciejewski (1983), donde el autor señala por ejemplo que:

"A deflated nominal index no longer embodies an exchange rate concept. This is so because, by definition, the exchange rate is inherently nominal measure, that is, the relative prices of two



currencies (...). As a result, the calculated values should not be used in any direct sense to measure the extent of the overvaluation or undervaluation of a given currency." Maciejewski (1983, p.498).

Sin embargo, a pesar de las observaciones que presenta, Maciejewski señala que estos índices reales son matemáticamente equivalentes a un índice de precios relativos deflatado por un índice de variaciones en la tasa de cambio nominal efectiva <sup>e</sup>; reconociendo que el índice real tal como es definido, provee de un indicador de los movimientos en la competitividad de los precios entre un país dado y sus mayores competidores.

Es en este sentido que se utiliza y se discute comunmente el índice real. Al respecto Dornbusch y Cardoso (1980, p.1) señalan por ejemplo que las tasas de cambio reales son medidas de competitividad y se comportan a veces de forma bastante diferente de las tasas de cambio

---

<sup>e</sup>/ Ver Maciejewski (1983, p. 498, 519-521).

nominales.<sup>7</sup>

Ya en lo que se refiere a los deflatores, el índice más utilizado es el índice de precios al consumidor, debido principalmente a su mayor disponibilidad y también a su mayor influencia en la determinación de los salarios. A este índice se le objeta, sin embargo, por el alto peso que en él suelen tener los productos no-transables. En este sentido, se considera más apropiado el índice de precios al por mayor, utilizándose a pesar de su menor disponibilidad. Ambos índices, por otra parte, presentan el problema de que su composición varía mucho entre países.

La revisión de estos aspectos teóricos nos indica que las hipótesis subyacentes en los índices de tasa de cambio real efectiva, con ponderación según el comercio bilateral, son bastante fuertes y restrictivos. Este tipo de constataciones llevaron a concluir que el cálculo de las

---

7/ El intento de medir competitividad suscita, como es de esperar, un conjunto propio de cuestiones. Para exportaciones, por ejemplo, la competitividad se puede plantear en términos de oferta y/o de demanda.

Por otro lado en lo que se refiere a exportaciones e importaciones, la definición de tasa de cambio real efectiva, como medida de competitividad, ha sido extendida por algunos autores para incluir los subsidios o aranceles respectivos existentes. Ver por ejemplo: Papageorgiou, D.; Michaely, M. y Chosky, A. (Ed.), *Liberalizing Foreign Trade: Brazil, Colombia and Perú*. Vol. 4, p. 133, 355-356. Basil Blackwell, The World Bank, 1991.

Nosotros, como se puede ver más adelante, incluiremos por separado en las ecuaciones los demás elementos que contribuyen a formar los precios relativos de los productos que se exportan o importan.

ponderaciones para un índice de TCE con objetivos relacionados a la balanza comercial, requiere el uso de modelos que incorporen la estructura multilateral del comercio, la composición de materias primas, las elasticidades-precio, y los efectos sobre precios y costos de los movimientos en el tipo de cambio.

En atención a esto y al resto de observaciones hechas a los índices de TCE que hemos descrito, muchos índices se han desarrollado e implementado, intentando superar estas diferentes limitaciones <sup>8</sup>.

Así, según los objetivos encontramos índices para importaciones, índices de exportaciones bilaterales, índice de comercio bilateral, índice de exportaciones globales, e inclusive el índice del modelo de tasa de cambio multilateral (MERM).

Tomando en cuenta la importancia de contar con índice de TCE apropiado y las deficiencias que se señalan para los índices comunmente utilizados, destinamos la próxima sección a analizar algunas de las TCE desarrolladas para Brasil.

---

<sup>8</sup>/ Al respecto ver Durand (1986), Pauls y Helkie (1987), Artus, J. y Mc Guirk, A. (1981), Mc Guirk (1986), entre otros.

## II. BRASIL: TASAS DE CAMBIO EFECTIVAS

Muchos trabajos discutiendo la idoneidad de la TCE y proponiendo y elaborando índices de TCE se pueden encontrar para Brasil, entre ellos: Dornbusch y Cardoso (1980), Lembruger y Vieira (1980), Proença (1983), Bacha y Bodin (1988) y Monteiro (1990), entre otros.

De estos, los trabajos más recientes de Bacha-Bodin y Monteiro, han centrado su preocupación en la competencia en terceros mercados debido a las constantes desvalorizaciones del dólar y a la existencia de países que compiten con Brasil y están atados a esta moneda. Considerando su relevancia para el tema que nos ocupa, presentaremos un breve resumen de estos dos trabajos.

Por otra parte, en la medida que, como hemos podido ver, son muchas las limitaciones que los índices pueden presentar y de hecho presentan; consideramos que la discusión sobre la idoneidad de la TCE no debe quedar solamente a nivel teórico, sino que debe tomar en cuenta, con especial atención, la capacidad de dicho índice para explicar el desempeño de las exportaciones de manufacturas, o del comercio exterior brasileño, según sea el caso.

En este sentido, existen para Brasil series de TCE de publicación periódica elaboradas por varias instituciones, de ellas probablemente las de FUNCEX y del CEMEI-FGV son las de uso más difundido. Por tanto presentaremos también en esta sección sus metodologías, para discutir las en relación a las desarrolladas por Bacha-Bodin y Monteiro.

#### BACHA-BODIN (1988)

Estos autores consideran que para tomar en cuenta la competencia en terceros mercados y obtener una tasa de cambio real efectiva más adecuada, se debe modificar el criterio de ponderación, de manera que incluya no sólo los índices bilaterales de comercio sino también países que tienen una considerable importancia en el comercio exterior de las economías con las cuales el Brasil mantiene fuerte intercambio.

En ese sentido, basándose en los índices contruidos por Durand (1986) y Pauls y Helkie (1987), proponen sustituir las ponderaciones utilizadas en el índice de comercio bilateral:

$$w(i) = \frac{x(\text{Br}, i) + m(\text{Br}, i)}{\sum_j (x(\text{Br}, j) + m(\text{Br}, j))}$$

donde:  $x(\text{Br}, i)$  y  $m(\text{Br}, i)$  son las exportaciones e importaciones de Brasil en relación al país (i) en un dado periodo base; por un índice bilateral modificado que utilice las ponderaciones siguientes:

$$w(i, T) = \sum_{j \neq \text{Br}} \frac{x(i, j)}{\sum_{k \neq \text{Br}} x(k, j)} \frac{x(\text{Br}, j)}{\sum_{j \neq \text{Br}} x(\text{Br}, j)}$$

donde  $x(i, j)$  son las exportaciones del país (i) para el país (j), de forma que el primer término nos dá la importancia relativa del país (i) en el mercado interno del país (j). Y, el segundo nos dá la importancia relativa del país (j) en cuanto mercado para los productos del país T, en este caso Brasil. De esta forma se podría captar la competencia que ocurra en terceros mercados. Considerando las restricciones cuantitativas a la importación todavía existentes en el Brasil, los autores modificaron el índice de forma que no tome en cuenta la competencia entre la producción doméstica y los productos importados.

A partir de las ponderaciones propuestas, Bacha y Bodin construyen una serie trimestral de tasa de cambio real para el período 1976-1987 utilizando precios al por mayor, y una serie alternativa utilizando precios al consumidor.

Para las ponderaciones se consideraron los países que entre 1980 y 1984 recibieron un promedio anual de más de US \$ 200 millones de exportaciones brasileñas de manufacturas; además, los países que exportaron anualmente por encima de US \$ 2 billones para los Estados Unidos. La muestra final incluye un total de 18 países <sup>9</sup>. Las ponderaciones y los países se pueden observar en el cuadro No 1.

#### MONTEIRO (1990)

El índice de TCE construido por Monteiro tiene también el objetivo explícito de medir la competitividad de las exportaciones de productos manufacturados brasileños.

Este índice perfecciona la medición de la competencia en terceros mercados hecha por Bacha-Bodin, porque a diferencia de ellos, trabaja con un grado de desagregación mayor, lo que permite tomar en cuenta la competencia en función del tipo de producto exportado. La mejora ocurre porque si bien dos países pueden estar exportando a un mismo tercer mercado, la composición de sus exportaciones puede ser distinta, de manera que en realidad no existiría la competencia supuesta. Si este fuera el caso, una ponderación como la sugerida por B-B, basada en

---

<sup>9</sup>/ Nigeria, Irak, Formosa y Hong-Kong no fueron incluidos por falta de datos.

## Cuadro No 1

Países y Ponderaciones para el Cálculo de la  
Tasa de Cambio Efectiva

Países	Ponderaciones (%)
E.U.A.	32.1780
Canada	3.7142
Japón	12.5793
Francia	7.6437
Alemania	10.3017
Italia	6.4194
Irlanda	0.3229
Holanda	3.9834
Bélgica/Lu	2.8628
Inglaterra	5.4695
España	2.9270
Turquía	0.3485
Corea	1.0454
Singapur	0.3979
India	1.5477
Argentina	4.1574
Chile	1.6369
México	2.5270

Fuente: Bacha, E., Bodin, P.; "Concorrença em Terceiros  
Mercados e a Taxa de Cambio Real" (1988).



el volumen de exportaciones a un tercer mercado, estaría sobrestimando el peso de un país en la TCE del otro.

Para incorporar la desagregación mencionada, el autor empleó una versión modificada del índice construido por el FMI para medir la competitividad de los países en la producción de bienes transables. Así, las ponderaciones de los diferentes países fueron calculadas de acuerdo con la expresión siguiente:

$$w(l) = \sum_{\substack{k+j \\ \neq}} \frac{\sum_k T_{ij}^k}{\sum_k \sum_l T_{ij}^k} \sum_l \frac{T_{ij}^k}{\sum_l T_{ij}^k} \frac{T_{il}^k}{\sum_l T_{il}^k}$$

donde  $T_{ij}$  representa las ventas del bien (i) por el país (j) para el mercado (k). De esta manera, el primer término indica la importancia de cada país para las exportaciones totales del país (j); y, el segundo mide el grado de competencia entre cada producto específico de exportación del país (j) y los productos del país (l), en el mercado (k). En la primera parte de este segundo término tenemos la importancia de cada uno de los bienes que se exportan del país (j) al mercado (k), en el total de exportaciones de este país al mercado (k). En la segunda parte, aparece el peso de la ventas del producto (i) realizadas por el país (l) en el mercado (k).

A diferencia del índice calculado por el FMI, no se

considera la competencia entre la producción nacional y los productos importados, dados los obstáculos a la importación todavía existentes en el Brasil a pesar de los intentos recientes de liberalización.

Para la selección de los países de la muestra se exigió que el país tuviera una participación en el mercado mundial de por lo menos 1%; o, que cuanto menos 1% de las exportaciones brasileñas se destinasen a dicho país. De esta forma, se pretendía captar en mayor medida la competencia con los países con los que Brasil tiene comercio bilateral relevante, así como la competencia en terceros mercados. Esto dio a la muestra un total de 31 países <sup>10</sup>.

En la elaboración de la TCE se emplearon índices de precios al por mayor; y el cálculo de la TCE fue realizado utilizando una media geométrica en vez de aritmética, por la ventaja que significa en cuanto a la simetría de los resultados para movimientos ascendentes o descendentes del índice.

Para la desagregación de los productos comercializados se utilizaron datos a nivel de tres dígitos según

---

<sup>10/</sup> La muestra inicial incluía también Colombia, Venezuela, China, Arabia Saudita, Egipto, Irán e Irak, países que no fueron incorporados por dificultades en relación a los datos.

la clasificación ISIC. Por otra parte el índice también considera la competencia de las exportaciones con la producción doméstica de cada país, que fue definida como la diferencia entre la producción del bien (i) y las exportaciones del mismo bien.

Las ponderaciones obtenidas se pueden observar en el cuadro No 2, donde también presentamos las re-estimaciones hechas por Monteiro de los pesos de los países de esta muestra según la metodología de Bacha y Bodin.

Debemos señalar, que si bien índices multilaterales como los presentados consiguen captar la competencia en terceros mercados, por lo demás presentan problemas similares a los discutidos en la primera sección para índices bilaterales. Inclusive pueden sobrestimar, como hemos visto en el índice de B-B, la importancia de mercados específicos para países específicos.

Por otra parte, la metodología del índice utilizado por Monteiro se basa en la estructura teórica desarrollada por P.S. Argminton (1969), donde una variación de la competitividad es definida como una variación del precio relativo de un producto transable que tiene como consecuencia un cambio en la demanda de ese producto.

Cuadro No 2  
Tasa de Cambio Efectiva  
Ponderaciones Bacha-Bodin y Monteiro

Países	Ponderaciones	
	Bacha-Bodin	Monteiro
Alemania	10.48	9.49
Argentina	7.03	6.78
Australia	0.82	1.02
Austria	0.79	0.86
Bélgica/Lux	1.75	1.77
Bolivia	0.47	0.16
Canada	2.08	2.16
Chile	2.50	1.92
Corea	0.30	0.42
Dinamarca	1.04	1.49
España	1.81	1.99
E.U.A.	29.50	30.09
Francia	6.00	8.75
Grecia	0.90	0.86
Hong Kong	0.39	0.32
Holanda	3.01	3.55
India	1.83	1.83
Indonesia	0.26	0.26
Inglaterra	5.08	4.65
Irlanda	0.23	0.33
Italia	6.11	6.22
Japón	7.11	6.97
Malasia	0.11	0.31
México	3.39	2.79
Noruega	1.04	1.29
Paraguay	0.002	0.003
Portugal	0.73	0.86
Singapur	0.37	0.30
Suecia	2.02	2.14
Suiza	0.42	0.29
Turquía	0.12	0.14

De esta forma, la ponderación ideal sería aquella donde un aumento de por ejemplo 1%, en el nivel de precios de un país, tenga el mismo efecto sobre la demanda de sus productos manufacturados que una reducción de 1% en el nivel de precios de los demás países.

Para la obtención de dicha ponderación ideal, se recurrió a un modelo de sustitutos imperfectos para representar el comportamiento de los productos manufacturados. Los bienes fueron considerados como un conjunto compuesto por productos diferenciados por local de producción. Y, la demanda por un determinado bien en un mercado, se obtuvo a partir de una función de utilidad de elasticidad de sustitución constante <sup>11</sup>. Entre las restricciones que este procedimiento genera, están el supuesto de que la tasa marginal de sustitución entre dos productos no depende de la cantidad consumida de los demás bienes; y, la igualdad de las elasticidades de sustitución entre dos oferentes de cualquier bien, en cualquier mercado.

El índice desarrollado, incluye la competencia de

---

<sup>11/</sup> La demanda de los bienes es obtenida a través de la maximización de la utilidad sujeta a una restricción presupuestaria. Luego la demanda por un producto específico se deriva a través de la minimización del costo de comprar la cantidad del bien que se obtuvo en la primera etapa.

precios entre la producción doméstica y las importaciones; las exportaciones y la producción doméstica del país a donde se exporta; y, las exportaciones de los diferentes países en el mismo mercado. De esta forma se flexibiliza la hipótesis de igual elasticidad de sustitución de todos los bienes en todos los mercados, implícita en los índices con ponderaciones bilaterales. Se trabaja además a un nivel de agregación de 3 dígitos - SITC, por lo que hace posible captar la competencia de los países en cada producto y no a partir de valor de su comercio exterior.

Sin embargo, la metodología utilizada para su construcción considera solamente el lado de la demanda; es decir, al igual que los índices bilaterales supone una elasticidad-precio de la oferta infinita, no considerando la posibilidad que la variación de un precio relativo afecte la rentabilidad de la producción de algún bien.

#### **FUNCEX**

El índice de TCE elaborado y publicado periódicamente por FUNCEX se basa en indicadores de comercio bilateral. Toma una muestra de 8 países: Estados Unidos, Japón, Alemania, Francia, Italia, Holanda, Reino Unido y Suiza, que representan alrededor de 55% del total de las exportaciones e importaciones brasileñas. El peso asignado a cada país está en función de su participación en

la suma de sus exportaciones e importaciones al Brasil.

Una peculiaridad de esta TCE es que las ponderaciones empleadas no son fijas, sino que se van modificando año a año de acuerdo con la evolución del comercio exterior brasileño. Así, la TCE en el año (t) toma como base las exportaciones e importaciones del año (t-1). En el cuadro No 3 a continuación, presentamos las ponderaciones dadas a los diferentes países en 1987.

### Cuadro No 3

Tasa de Cambio Efectiva - Ponderaciones FUNCEX

Países	Ponderaciones
Alemania	12.06
E.U.A.	47.36
Francia	5.76
Holanda	8.54
Inglaterra	5.11
Italia	7.22
Japón	11.35
Suiza	2.60

Para la estimación de la TCE son empleados índices de precios al por mayor para todos los países. Por otra parte la fórmula utilizada en el cálculo de la TCE corresponde a una media aritmética.

#### CKMEI-FGV

La serie de TCE elaborada por el Centro de Estudios Monetarios y de Economía Internacional de la FGV no toma en cuenta para las ponderaciones el volumen de importaciones sino exclusivamente "la participación de los países en el total de las exportaciones brasileñas y mundiales".

La muestra incluye los mismos países considerados por FUNCEX con excepción de Suiza que no se incorpora, de manera que se trata de una muestra de 7 países. Las ponderaciones se pueden apreciar en el cuadro No 4. Se basan en información sobre exportaciones para los años 82-86, es decir, a diferencia del índice de FUNCEX, se trata de una base fija.

Por otra parte es utilizada una media geométrica para el cálculo de las series. Con relación a los precios, se publican dos series, con índices de precios al por mayor y al consumidor respectivamente.



## Cuadro No 4

Tasa de Cambio Efectiva - Ponderaciones CEMEI-FGV

Países	Ponderaciones
Alemania	15.03
E.U.A.	34.85
Francia	9.18
Holanda	9.41
Inglaterra	8.42
Italia	8.54
Japón	14.57

### Diferentes Tasas de Cambio Efectivas

Para efectos comparativos, en el cuadro No 5 presentamos en forma conjunta las ponderaciones asignadas a los distintos países con cada una de la cuatro metodologías que hemos descrito.

Lo que se puede apreciar es que cuando se lleva en cuenta específicamente la competencia en terceros mercados, el peso de los E.U.A. se reduce en forma importante, pasando de 47% a alrededor de 30%. Sin embargo, esto no debe sorprendernos pues lo que en realidad ocurre es que la ponderación incorporando competencia en terceros mercados recoge, explícitamente, en el peso de los demás países atados al dólar, el área de influencia de la moneda americana.

En lo que respecta a los otros países, las variaciones más notorias ocurren con Holanda y Japón, que ven reducida fuertemente la importancia que se les asignaba con la ponderación según el comercio bilateral.

Para efectos de la discusión de los diferentes índices de TCE, hemos elaborado series empleando las ponderaciones de B-B en la versión de 31 países y las ponderaciones de Monteiro, FUNCEX y CEMEI-FGV.

## Cuadro No 5

TASA DE CAMBIO REAL EFECTIVA  
PONDERACIONES

PAISES	W1(i) (Bacha-Bodin)	W2(i) (Monteiro)	W3(i) (FONCEX-87)	W4(i) (FGV)
ALEMANIA	10.48	9.49	12.06	15.03
ARGENTINA	7.03	6.78	-	-
AUSTRALIA	0.82	1.02	-	-
AUSTRIA	0.79	0.86	-	-
BELG. / LUXEM.	1.75	1.77	-	-
BOLIVIA	0.47	0.16	-	-
CANADA	2.08	2.16	-	-
CHILE	2.50	1.92	-	-
COREA	0.30	0.42	-	-
DINAMARCA	1.04	1.49	-	-
ESPAÑA	1.81	1.99	-	-
ESTADOS UNIDOS	29.50	30.09	47.36	34.85
FRANCIA	6.00	8.75	5.76	9.18
GRECIA	0.90	0.86	-	-
HONG KONG	0.39	0.32	-	-
HOLANDA	3.01	3.55	8.54	9.41
INDIA	1.83	1.83	-	-
INDONESIA	0.26	0.26	-	-
INGLATERRA	5.08	4.65	5.11	8.42
IRLANDA	0.23	0.33	-	-
ITALIA	6.11	6.22	7.22	8.54
JAPON	7.11	6.97	11.35	14.57
MALASIA	0.11	0.31	-	-
MEXICO	3.39	2.79	-	-
NORUEGA	1.04	1.29	-	-
PARAGUAY	0.002	0.003	-	-
PORTUGAL	0.73	0.86	-	-
SINGAPUR	0.37	0.30	-	-
SUECIA	2.02	2.14	-	-
SUIZA	0.42	0.29	2.60	-
TURQUIA	0.12	0.14	-	-

Sin embargo, como las diferencias no residen exclusivamente en las ponderaciones, hemos homogenizado la información y la fórmula de cálculo en la construcción de los índices, de manera que sea posible aislar los factores que explican las discrepancias en la evolución de las series.

En este sentido hemos construido índices de TCE para las ponderaciones de Bacha-Bodin (T1 y T5), Monteiro (T2 y T6), FUNCEX (T3 y T7) y CEMEI-FGV (T4 y T8); empleando en la fórmula de cálculo una media aritmética (series T1 a T4) y una media geométrica (series T5 a T8). Por otro lado estas dos versiones fueron estimadas con precios al por mayor para todos los países (cuadro No 6); y también con precios al consumidor (cuadro No 7).

Como se puede apreciar, se trata de series anuales. Por otro lado, el período abarcado va de 1964 a 1990, con excepción de las series basadas en las ponderaciones de FUNCEX que comprenden un período menor: 1969-1990.

Observando gráficamente la evolución de las series con precios al por mayor (gráficos No 1 y 2), se puede notar que existen efectivamente discrepancias entre las TCE, aún así no son tan grandes. También se aprecia que las más similares en su comportamiento son las TCE de B-B y Monteiro. Por otra parte, la serie correspondiente al

índice de FUNCEX es la que presenta mayor diferencia en su trayectoria, mostrándose más fluctuante, sobretudo entre los años 69 a 72 y 84 a 86. Este patrón ocurre tanto cuando la fórmula utilizada es una media aritmética (gráfico No 1), como cuando empleamos una media geométrica (gráfico No 2).

Los gráficos No 3 y 4 presentan los índices de TCE para precios al consumidor. Se puede notar que en este caso la similitud en la evolución de las tasas es mayor que cuando se toman precios al por mayor; sobre todo cuando se utiliza para el cálculo una media aritmética (ver gráfico No 3). Por otro lado, también aquí se aprecia una evolución diferente en la TCE-FUNCEX, que se hace más notoria con la media geométrica (Gráfico No 4).

En lo que respecta a los dos tipos de índices de precio empleados, la evolución de las series difiere en forma importante según se tome uno u otro, mostrándose más fluctuante con índices de precios al consumidor (ver gráfico No 1 del apéndice).

Habiendo elaborado varios índices de TCE para Brasil pasamos ahora analizar la capacidad de cada uno de estos índices para explicar el comportamiento de las exportaciones de manufacturas y/o de las importaciones brasileñas.

Cuadro No 6

BRASIL: INDICES DE TASA DE CAMBIO REAL EFECTIVA  
(PRECIOS AL POR MAYOR)

ANOS	T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	T8
1964	84.14	84.56	-	82.27	81.40	81.25	-	79.38
1965	90.02	90.44	-	88.26	83.98	84.09	-	84.67
1966	78.27	78.63	-	76.67	73.58	73.45	-	73.20
1967	76.95	77.33	-	75.29	71.31	71.25	-	71.94
1968	76.70	77.20	-	74.49	70.68	70.64	-	71.97
1969	81.05	81.59	92.07	78.64	74.57	74.65	112.64	75.69
1970	77.23	77.62	80.80	74.90	71.54	71.37	85.58	72.12
1971	78.23	78.50	83.07	76.08	72.65	72.31	83.17	72.62
1972	79.14	79.44	82.77	77.06	74.98	74.85	83.07	75.41
1973	81.23	81.84	81.90	79.45	80.33	80.73	84.02	82.17
1974	82.13	82.73	80.53	80.05	82.80	83.07	82.47	83.59
1975	84.95	85.47	83.31	83.50	81.74	82.15	81.92	85.30
1976	79.83	80.36	74.40	77.73	79.34	79.35	82.08	79.58
1977	80.12	80.51	78.15	78.94	78.54	78.48	75.94	81.02
1978	82.98	83.23	78.58	82.56	82.33	82.31	75.57	85.88
1979	91.45	91.64	90.62	91.24	91.91	92.07	90.88	93.13
1980	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1981	86.45	86.51	82.09	85.11	83.75	82.97	76.78	82.49
1982	85.34	85.46	81.16	83.88	77.36	76.85	67.68	79.94
1983	101.09	101.34	96.06	98.59	91.54	91.19	78.18	94.64
1984	95.81	96.18	96.62	92.74	86.92	86.38	89.15	88.28
1985	97.16	97.45	105.28	94.55	86.69	86.31	105.95	89.45
1986	93.87	93.96	97.94	93.27	87.63	87.66	107.21	94.83
1987	94.94	94.93	96.48	95.28	89.52	89.78	103.75	98.76
1988	84.99	84.90	85.46	85.21	81.04	81.00	89.97	87.84
1989	67.40	67.41	67.78	67.02	62.14	62.44	69.84	68.36
1990	62.85	62.78	60.89	63.06	61.87	61.49	57.88	64.22

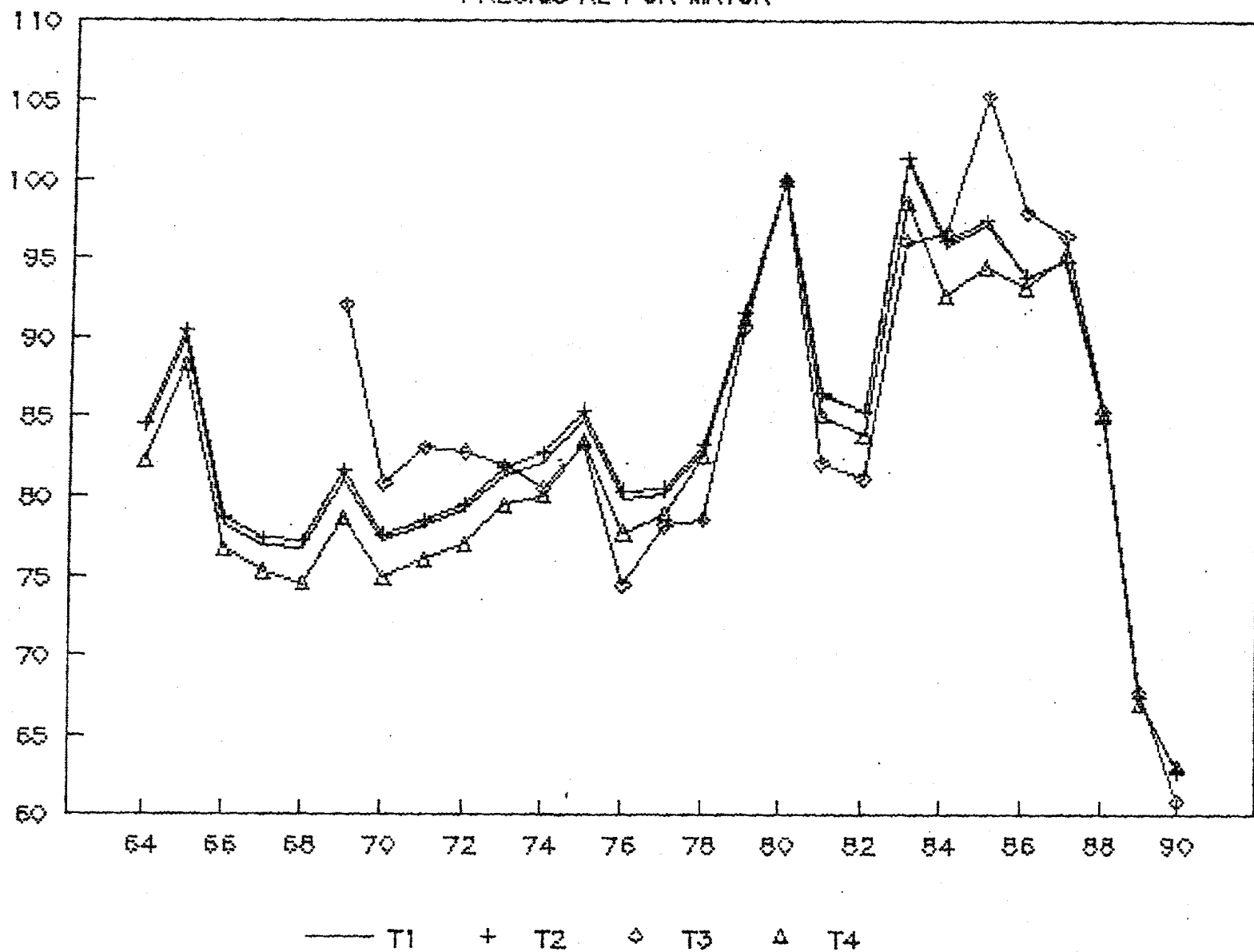
Cuadro No 7

BRASIL: INDICES DE TASA DE CAMBIO REAL EFECTIVA  
(PRECIOS AL CONSUMIDOR)

ANOS	T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	T8
1964	88.24	88.58	-	84.80	79.79	78.68	-	75.82
1965	82.87	83.17	-	79.76	75.48	74.40	-	71.90
1966	70.57	70.81	-	68.07	64.50	63.42	-	61.49
1967	66.52	66.78	-	64.09	60.96	59.90	-	58.04
1968	70.41	70.82	-	67.45	63.51	62.65	-	62.10
1969	72.43	72.84	82.78	69.59	64.55	63.69	98.42	63.63
1970	70.93	71.24	74.29	68.02	63.99	62.93	75.69	62.19
1971	72.07	72.32	76.41	69.40	65.18	64.06	74.41	63.58
1972	74.01	74.28	77.29	71.63	68.58	67.65	76.30	68.63
1973	74.54	74.89	74.73	72.19	72.30	71.71	75.02	72.45
1974	72.04	72.38	70.10	69.53	70.40	69.70	69.46	69.63
1975	74.27	74.65	72.56	72.47	70.52	70.32	70.66	73.18
1976	70.96	71.38	65.90	68.62	68.61	68.21	54.44	69.43
1977	70.59	70.94	68.60	68.97	68.28	67.91	66.79	71.00
1978	72.48	72.75	68.48	71.52	72.59	72.30	67.05	76.12
1979	80.87	81.03	80.18	80.46	81.63	81.46	81.51	83.40
1980	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1981	88.53	88.59	83.95	87.12	85.64	84.87	78.63	84.57
1982	87.67	87.84	83.39	85.92	77.13	76.68	69.17	81.49
1983	116.30	116.66	110.63	112.91	101.27	101.30	89.99	108.47
1984	125.97	126.50	127.58	121.20	109.14	109.09	116.78	114.86
1985	132.14	132.63	145.02	127.64	111.49	111.81	144.16	119.77
1986	129.06	129.50	136.72	126.62	116.73	117.99	150.08	131.16
1987	122.36	122.69	125.92	121.07	113.24	114.68	137.66	129.56
1988	111.22	111.39	113.19	109.97	103.70	104.62	121.40	117.40
1989	88.57	88.74	89.59	86.90	79.55	79.84	93.61	90.89
1990	77.75	77.82	75.59	76.94	74.19	74.36	72.95	80.37

# 1. TASA DE CAMBIO REAL EFECTIVA

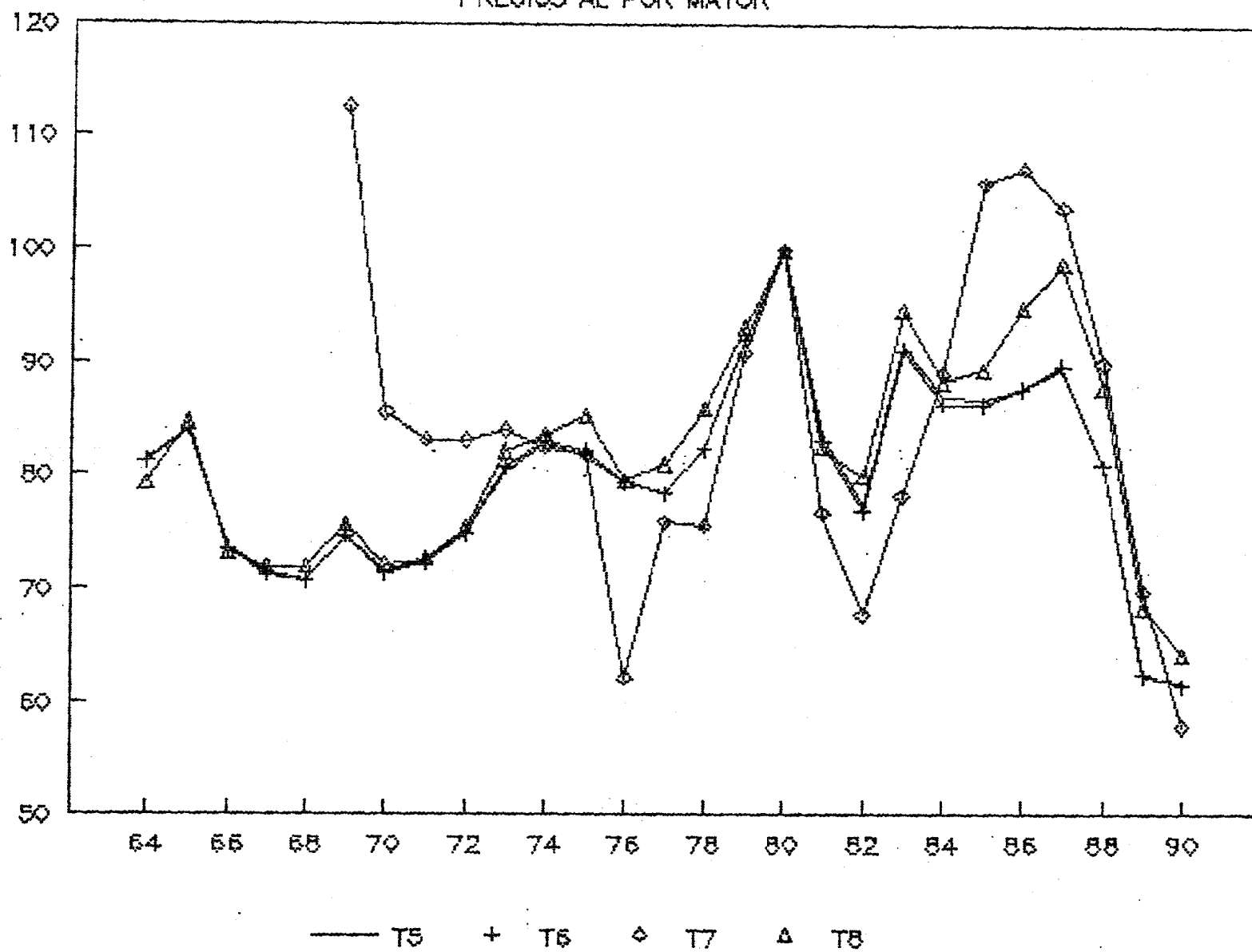
PRECIOS AL POR MAYOR





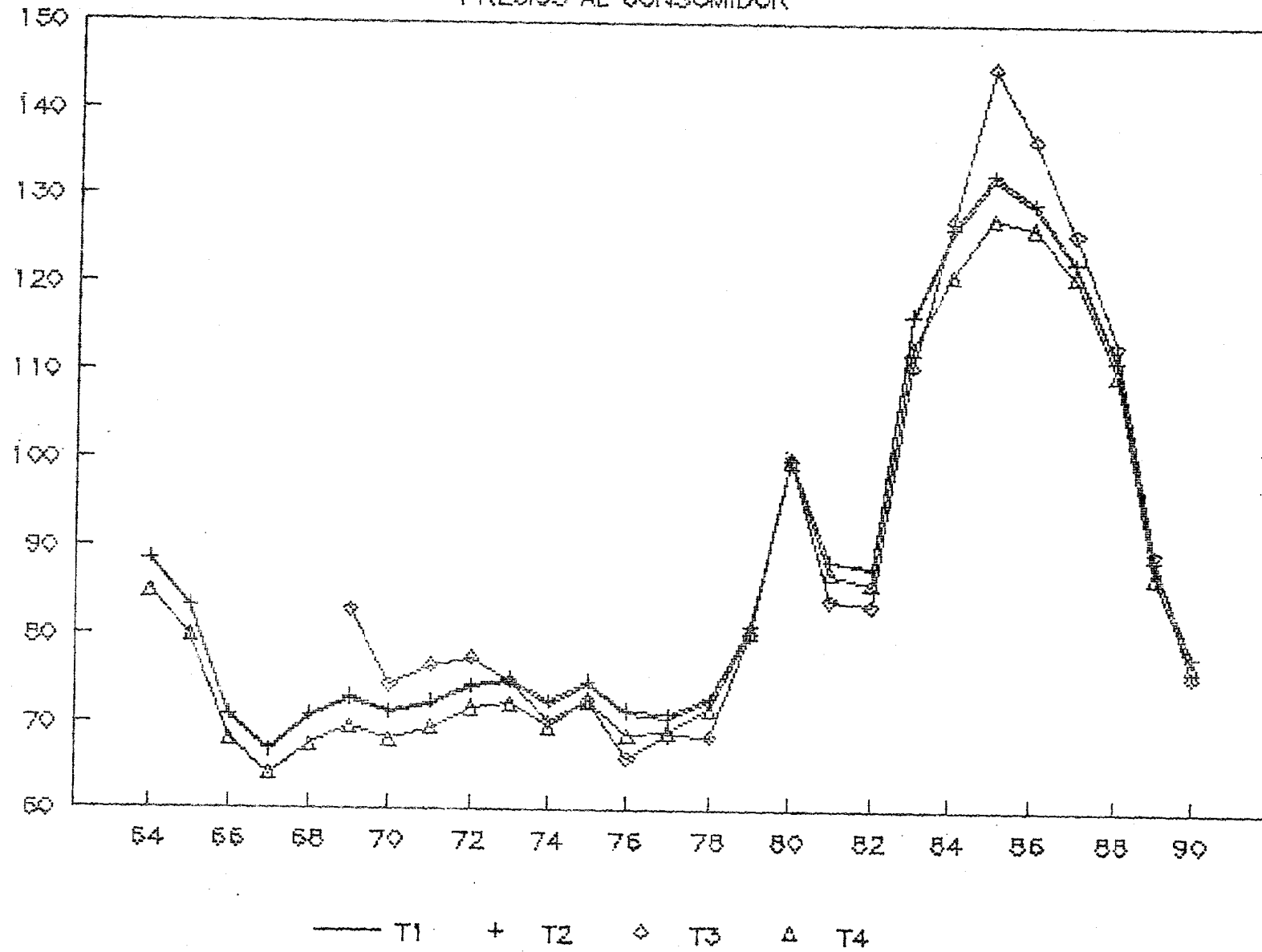
## 2. TASA DE CAMBIO REAL EFECTIVA

PRECIOS AL POR MAYOR



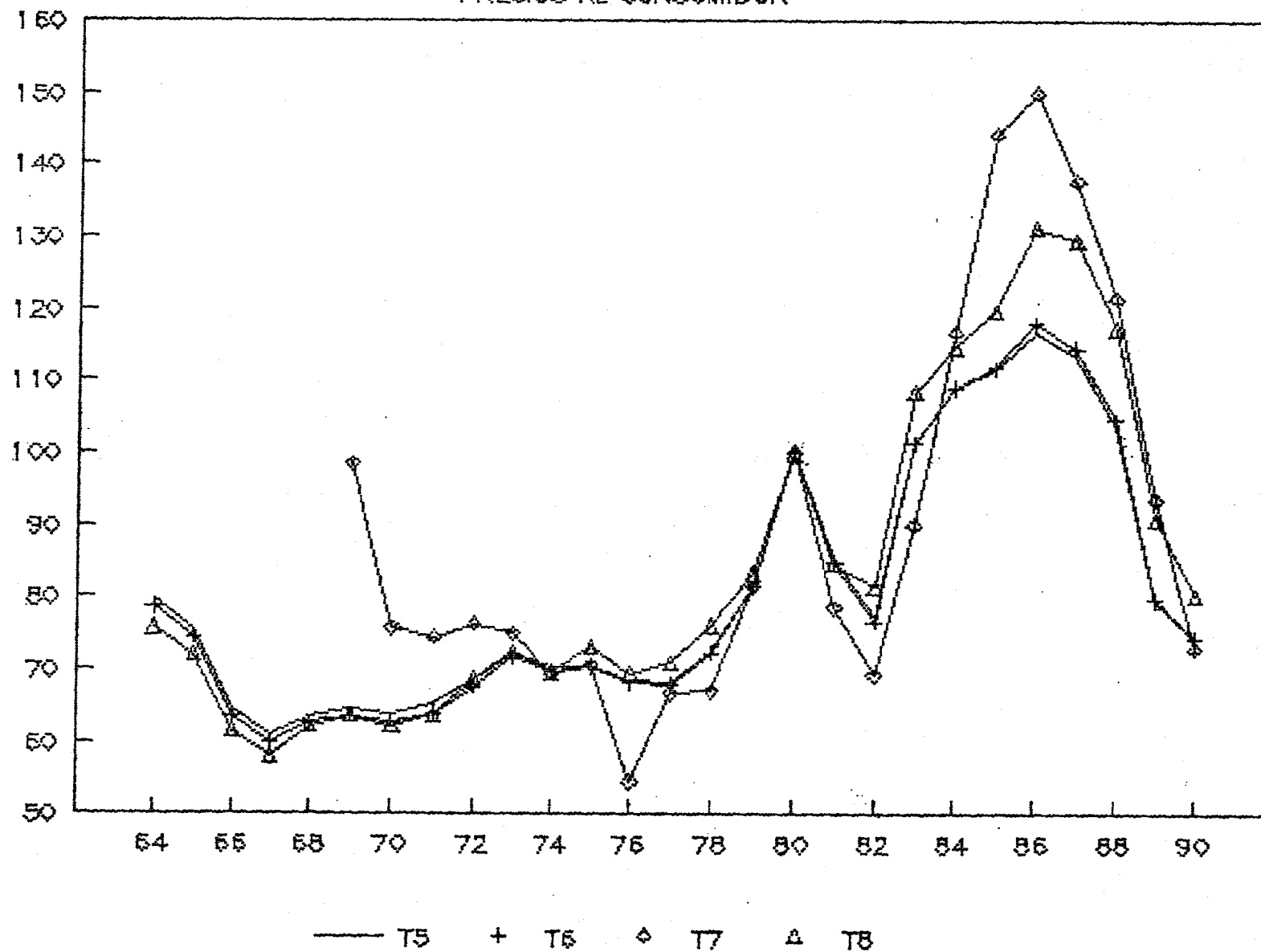
### 3. TASA DE CAMBIO REAL EFECTIVA

PRECIOS AL CONSUMIDOR



# 4. TASA DE CAMBIO REAL EFECTIVA

PRECIOS AL CONSUMIDOR



### III. COMERCIO EXTERIOR BRASILEÑO Y TASA DE CAMBIO

#### REAL EFECTIVA

La finalidad de este trabajo, como hemos dicho, es determinar hasta que punto las series de TCE existentes para Brasil son inadecuadas para explicar la evolución del comercio exterior brasileño, en particular de las exportaciones de manufacturados.

Debemos indicar que intentamos determinar si una tasa de cambio real efectiva, corregida de forma que incorpore la competencia en terceros mercados, como la de Monteiro por ejemplo, explica mejor el comportamiento de las exportaciones de productos manufacturados brasileños, o si por el contrario la diferencia no es significativa, de modo que no se justifica sustituir la actual medida.

En este sentido, considerando que la determinación de la forma más adecuada para medir la tasa de cambio efectiva depende sustancialmente de su aplicación, del objetivo de análisis económico, o del objetivo de política económica que se tenga, una pregunta a responder es hasta qué punto la TCE que buscamos, justamente por intentar ser tan adecuada para las exportaciones de manufacturados brasileños, deja de ser apropiada para explicar y afectar el comportamiento del comercio exterior brasileño en

general (exportaciones e importaciones), en la forma usualmente esperada.

Sin embargo, antes de enfatizar la cuestión planteada debemos recordar que las elasticidades-precio de las importaciones brasileñas son en general bastante bajas. Estos productos son más sensibles a otras variables como la renta o la utilización de capacidad por ejemplo, lo que no resulta extraño si tomamos en cuenta que se trata mayoritariamente de importaciones de bienes intermedios, bienes de capital, petróleo y trigo, todos con un grado de sustitución bastante bajo.

De esta forma una tasa de cambio sesgada a exportaciones podría todavía ser, en el caso del Brasil, una TCE superior para efectos de comercio exterior que la TCE tradicional.

Con todas estas consideraciones, destinamos esta parte del trabajo a un análisis del comportamiento de las exportaciones de manufacturas en primer lugar; y luego de las importaciones brasileñas, aunque con menos detenimiento. En el análisis la TCE no formará parte de la variable precio, como mayormente se hace, sino que será considerada en forma independiente entre las variables explicativas.

### III.1 EXPORTACIONES DE MANUFACTURAS

#### Aspectos Teóricos

A continuación presentamos un resumen colocando los principales aspectos teóricos y prácticos que envuelven la estimación del comportamiento de las exportaciones de manufacturas en el Brasil.

En primer lugar, estimar el desempeño de las exportaciones de manufacturas requiere la resolución de la hipótesis más adecuada en cuanto a las dimensiones que el país asume en el mercado internacional de productos manufacturados.

La mayor parte de la literatura asumía la hipótesis de que el Brasil es un país pequeño en el mercado mundial de manufacturas. Esto significa que el país enfrenta una curva de demanda externa infinitamente elástica, siendo los exportadores precio aceptantes. Es decir estos pueden vender sin restricciones al precio señalado por el mercado mundial.

De esta forma para estimar las exportaciones de manufacturas sólo precisaríamos especificar una función de

oferta.

El problema es que la demanda externa puede actuar como factor limitativo del buen desempeño de las exportaciones de manufacturados brasileños, como ocurrió por ejemplo en los primeros años de la década del 80.

Como consecuencia, sólo una ecuación de oferta no representará adecuadamente el comportamiento de las exportaciones de manufacturas. Es conveniente incorporar una ecuación de demanda, que junto con la oferta explique el comportamiento de estas exportaciones. Resultará por tanto más adecuado un modelo de ecuaciones simultáneas, con una ecuación para la demanda y una ecuación para la oferta de exportaciones <sup>12</sup>.

En lo que se refiere a la elección y definición tanto de la variable dependiente como de las variables explicativas a ser utilizadas, aparecen algunos problemas, resueltos de manera heterogénea en los diferentes estudios existentes.

Así, en cuanto a la variable dependiente, se tiene el problema de la agregación: hay autores que definen las

---

<sup>12/</sup> Ver el trabajo de Polonia Rios, Sandra Maria C. "Um modelo de Desequilíbrio para as Exportações Brasileiras de Produtos Manufaturados" Tesis de Maestría. Departamento de Economia, PUC-RJ. 1986.

exportaciones de productos manufacturados a partir de algunas clases de la "Nomenclatura Brasileira de Mercadorias" (NBM), otros utilizan la definición de los datos de la CACEX y otros la definición establecida por la Fundación Getulio Vargas (FGV) para el cálculo de los índices de cantidad de las exportaciones de manufacturas.

En la definición de la variable dependiente también existe el problema de la cuantificación: en algunos casos se utiliza el valor de las exportaciones en dólares constantes; en otros el índice de cantidad de la FGV -este índice sin embargo ha dejado de estimarse-; o también la razón entre el índice de cantidad de las exportaciones y el índice de producción industrial, etc.

La definición de las variables explicativas trae consigo problemas que también son resueltos de manera no homogénea. Y, como se trata de un modelo con una ecuación para la oferta y otra para la demanda será necesario resolver las variables explicativas de cada función.

Así, en lo que se refiere a la OFERTA, se requiere una variable que capte el efecto precio y por tanto que incluya todos los factores que afectan la remuneración real del exportador. Considerando además que la exportación es afectada por la relación de precios entre el mercado doméstico y el externo, se suele construir la variable



deflacionando el precio en dólares de las exportaciones -previamente convertida a cruzados por la tasa de cambio- con un índice de precios domésticos. Es necesario además la incorporación de las tasas de incentivos a la exportación ya que ésto aumenta la ganancia de los exportadores.

La especificación de la oferta requiere también la inclusión de una variable que capte los efectos cíclicos de la demanda interna sobre las exportaciones; nos referimos a aquellos que no se transformaron en una variación de precios y por tanto no son capturados en el efecto precio. Una variable apropiada para ello es el grado de utilización de la capacidad productiva.

La hipótesis es que las exportaciones son vistas por el productor como una alternativa para la colocación de los productos en el mercado doméstico, de modo que si la demanda interna se contrae, esto llevaría al productor a dirigirse al mercado externo. De esta forma se espera una relación positiva entre capacidad ociosa y exportaciones de manufacturas.

Se suele incluir, entonces, en la ecuación de oferta una variable de utilización de la capacidad productiva, que usualmente es representada por la razón entre el producto efectivo y el producto potencial de la industria.

Finalmente para captar el efecto de tendencia en el desempeño de las exportaciones se incluye el producto potencial en la ecuación de oferta; de esta forma el producto potencial vendría a ser la variable que desplaza la curva de oferta. Asumiendo, por otro lado, que la elasticidad de las exportaciones en relación a la capacidad productiva es unitaria, se puede incluir la variable no individualmente, sino deflatando las exportaciones <sup>13</sup>.

En cuanto a la DEMANDA de exportaciones de manufacturados, se requiere también de una variable explicativa para captar el efecto precio, como uno de los factores que afectan la demanda externa por productos manufacturados brasileños.

En este caso lo relevante es la comparación entre los precios de las exportaciones brasileñas y los precios de los competidores en el mercado mundial.

Para completar la ecuación de demanda se necesita de una variable que capture el efecto de limitación o expansión que pueda tener la demanda externa sobre las exportaciones. Este efecto- renta, requiere una variable

---

<sup>13/</sup> El supuesto de elasticidad unitaria de las exportaciones con respecto a la capacidad productiva significa que el país no tiene un sesgo pro-comercial ni anti-comercial, sino que un aumento en la capacidad productiva eleva en la misma proporción la oferta para el mercado doméstico y externo.

que aproxime la renta del resto del mundo.

La especificación del modelo tomaría entonces la siguiente forma:

Ecuación de Demanda:

$$\ln X_d = A_0 - A_1 \ln (P_x/P_w) + A_2 \ln Y_w + u^d \quad (1)$$

donde:

$X_d$  : Cantidad demandada de exportaciones brasileñas de manufacturas

$P_x$  : Precio en dólares de las exportaciones

$P_w$  : Precio mundial de las exportaciones

$Y_w$  : Renta mundial

$u^d$  : Error aleatorio

Ecuación de Oferta:

$$\ln (X_s/Y^*) = B_0 + B_1 \ln (P_x \cdot E \cdot (1+s)/P_d) - B_2 \ln U + u^s \quad (2)$$

donde:

$X_s$  : Cantidad ofrecida de exportaciones brasileñas

$E$  : tasa de cambio nominal

$S$  : tasa de incentivos a las exportaciones

$P_d$  : índice de precios domésticos

U : utilización de la capacidad productiva doméstica

Y\* : producto potencial industrial

Condición de Equilibrio:

$$\ln X = \ln X_d = \ln X_s \quad (3)$$

A partir de la sustitución de (1) y (2) en (3) se puede encontrar la forma reducida que permita estimar precios y cantidades. Empero, debido a que el modelo está sobre-identificado, no es posible la obtención de todos los parámetros a partir de la estimación de la forma reducida, por lo que se vuelve necesario estimar el modelo en su forma estructural.

Se puede notar, sin embargo, que el modelo descrito tiene la desventaja de no cuantificar directamente el impacto de la TCE sobre las exportaciones. Necesitamos, por tanto, modificarlo de manera que esto sea posible.

En esta dirección juzgamos conveniente descomponer la variable precio relativo de la oferta en forma similar a la descomposición hecha por Zini (1988) <sup>14</sup>.

---

<sup>14</sup>/ Antonio Zini Junior, "Funções de Exportação e de Importação para o Brasil", en Pesquisa e Planejamento Econômico, Volumen 18, No 3, Dic. 1988. IPEA-INPES.

Zini toma la variable precio de la oferta, definida como:

$$Pr = \frac{(Eb \cdot Px \cdot S)}{Pd}$$

y la multiplica y divide por los precios en el resto del mundo (PWW) y los precios domésticos (PWD); luego, como las estimaciones son sobre la forma logarítmica, se toma logaritmo y se descompone como sigue:

$$\begin{aligned} \ln \left( \frac{Eb \cdot Px \cdot S}{Pd} \cdot \frac{PWW}{PWW} \cdot \frac{PWD}{PWD} \right) &= \ln \left( \frac{Eb \cdot PWW}{PWD} \right) + \ln \left( \frac{Px}{PWW} \right) \\ &+ \ln (S) - \ln \left( \frac{Pd}{PWD} \right) \end{aligned}$$

donde:

Eb : Tasa de cambio nominal cruzeiro por dólar

Px : Precio de las exportaciones en dólares

S : Tasa media de subsidios

Pd : Nivel de precios domésticos

PWW : Indice de precios al por mayor en el resto del mundo

PWD : Indice de precios al por mayor doméstico

De esta forma, la variable precio ha quedado dividida en 4 variables: la tasa de cambio real efectiva  $(Eb \cdot PWW)/PWD$ , la tasa de subsidios,  $S$ , y otras dos variables que el autor define como el precio real de las exportaciones en el mercado externo:  $Px/PWW$  y el precio real de las exportaciones en el mercado doméstico:  $Pd/PWD$ .

Con respecto al precio real de las exportaciones en el mercado externo:  $P_x/PWW$ , queremos señalar que el autor mencionado obtiene signo negativo en las estimaciones, al contrario de lo esperado, y creemos que esto puede ser consecuencia de que se trata en realidad de una variable similar a la que es utilizada para medir precio en la ecuación de demanda.

Por otro lado la variable llamada precio real de las exportaciones en el mercado doméstico  $P_d/PWD$ , está relacionando el nivel de precios domésticos  $P_d$ , con el índice de precios al por mayor doméstico,  $PWD$ .

Como ya habíamos mencionado, procederemos en forma similar a Zini para incorporar la tasa de cambio real efectiva en nuestras estimaciones.

A diferencia de él, sin embargo, inicialmente no incorporaremos precios externos e internos en la variable precio, sino solamente precios externos, de forma que:

$$\begin{aligned} \ln \left( \frac{E_b \cdot P_x \cdot S}{P_d} \right) &= \ln \left( \frac{E_b \cdot P_x \cdot S}{P_d} \cdot \frac{PWW}{PWW} \right) \\ &= \ln \left( \frac{E_b \cdot PWW}{P_d} \right) + \ln \left( \frac{P_x}{PWW} \right) + \ln (S) \end{aligned}$$

Así, el primer término nos da la tasa de cambio real efectiva y el segundo el precio real de las exportaciones en el mercado externo; y, a diferencia de la

expresión de Zini, no aparece  $Pd/PWD$ .

Debemos hacer notar, primeramente, que sólo hemos precisado incluir los precios del resto del mundo, porque definiendo la tasa de cambio real efectiva como:

$$TCRE = \frac{Eb}{Pb} \sum E_i.P_i. i ,$$

en el primer término de nuestra desagregación ( $Eb.PCW/Pd$ ) -que representa la tasa de cambio real efectiva-, se dá la siguiente equivalencia de nomenclatura:

$E = Eb$  : tasa de cambio nominal cruzeiro por dólar USA.

$Pd = Pb$  : índice de precios al consumidor en Brasil, y

$PCW = \sum E_i.P_i. i$  : índice de precios en el resto

del mundo medido en dólares para todos los países

( $E_i$ : dólar por moneda nacional) y agregado a

partir de las ponderaciones trabajadas.

Es decir estamos llamando la atención sobre el hecho de que siendo para Zini la expresión  $Eb.PWW/PWD$  la tasa de cambio real efectiva, entonces el índice de precios al por mayor del resto del mundo que utiliza ( $PWW$ ), debe haber sido construido llevando en consideración no únicamente una ponderación para cada país sino el tipo de cambio de cada moneda, cosa que no se explicita en el trabajo.

Así, el modelo final de ecuaciones simultáneas a estimar por mínimos cuadrados bietápicas (MC2E) toma la siguiente forma:

Ecuación de Demanda:

$$\ln X_d = A_0 - A_1 \ln (P_x/P_w) + A_2 \ln Y_w + u^d \quad (1)$$

Ecuación de Oferta:

$$\begin{aligned} \ln (X_s/Y^*) = & B_0 + B_1 \ln TCE + B_2 \ln (P_x/P_{WW}) + B_3 \ln S_u \\ & - B_4 \ln U + u^s \end{aligned} \quad (2)$$

donde:

TCE: Tasa de Cambio Real Efectiva.

En lo que respecta a la información utilizada en las estimaciones: para la variable renta mundial ( $Y_w$ ), se elaboró un índice de producción de las 7 economías más desarrolladas, ponderado de acuerdo a la importancia de su producto industrial. Para el precio mundial de las exportaciones ( $P_w$ ), también se construyó un índice de precios para estas 7 economías ponderado en función de la importancia de su producción industrial.

La tasa de subsidios ( $S_u$ ) se tomó de Polonia Ríos, reproduciéndose la información para los años más recientes.



La utilización de capacidad (U) fue definida como la relación entre el producto efectivo y el producto potencial.

Para el cálculo del índice de producto potencial ( $Y^*$ ), se empleó el método de la tendencia y la serie del producto efectivo de la industria publicada en las Cuentas Nacionales de la FGV. Así, el producto potencial quedó definido como:

$$Y^*_t = Y^*_{t-1} \cdot \exp(0.07548)$$

Para las variables precio y cantidad de exportaciones brasileñas, ante la falta de continuidad de los índices de la FGV se recurrió al precio medio y al cantidad de exportaciones, datos publicados por FUNCEX, estimándose regresiones tanto con la categoría "manufacturados" como con la categoría "industrializados", que incluye además los productos "semi-manufacturados".

Por otra parte, tratando de encontrar indicadores más adecuados, construimos para la categoría "manufacturados", un índice ponderado de precio y cantidad con base 1988.

Para ello se tomaron los 7 productos manufacturados más importantes, por existir información desagregada de

precio y cantidad. Estos productos representaron en promedio para los años 87-90 un 62% de las exportaciones brasileñas de productos manufacturados.

Las ponderaciones fueron obtenidas de acuerdo con el peso medio de los productos para los años 87 a 90. Los valores se pueden observar en el cuadro No 8.

Quadro No 8

BRASIL: PRINCIPALES PRODUCTOS MANUFACTURADOS  
DE EXPORTACION

PRODUCTOS	Particip.en Grupo	Particip.en Sub-grupo
Material de Transporte	15.84	25.46
Calderos, maq. apar. e Instr. mec.	13.04	20.97
Produtos siderurgicos manufac.	9.74	15.66
Calzados partes y componentes	7.14	11.48
Sumo de naranja concentrado	6.42	10.31
Maq. apar. eletricos y objetos	5.70	9.17
Productos quimicos organicos	4.32	6.95
	62.20	100.00

FUENTE: Elaborado en base a datos de "Balanca Comercial e outros  
Indicadores Conjunturais" - FUNCEX, varios números.  
BACEN: Boletim Mensal, varios números.

### Tasa de Cambio Efectiva y Exportaciones de Manufacturas

Después de estimar ecuaciones de comportamiento para las manufacturas empleando los diferentes índices de precio y cantidad y todas las TCE construidas, hemos encontrado resultados muy similares para las regresiones que utilizan los índices de TCE de Bacha-Bodin (en las versiones con 16 y con 31 países) y las que emplean el índice de Monteiro. Los resultados utilizando la TCE de la FGV también guardan similitud, aunque en menor grado <sup>15</sup>.

Por otro lado, los resultados son distintos, superiores en general si se emplea la TCE-FUNCEX. Esto ocurre principalmente cuando el cálculo se hace a partir de la media geométrica, en lo que respecta a las fórmulas; utilizando el índice de precios al por mayor, en lo que se refiere a los deflatores; y, por último, recurriendo al índice simple de precio y cantidad de exportaciones que construyéramos para la categoría "manufacturados" (ver las regresiones en el cuadro No 9).

Los resultados para la ecuación de demanda fueron buenos en casi todos los casos. Empero, con el índice de exportaciones de "manufacturas" ponderado, que esperábamos

---

<sup>15/</sup> Algunas de estas regresiones pueden verse en el Apéndice.

diera el mejor ajuste, la demanda presenta problemas de autocorrelación fuertes y parámetros no significativos después de corregir la autocorrelación.

La oferta, por su parte da un ajuste muy malo en este caso. Por otra lado, si se utiliza la media geométrica en vez de la aritmética, los resultados empeoran.

Cuando utilizamos índices simples de precio y cantidad para exportación de productos "industriales", el ajuste para la oferta fue bastante malo, en cuanto que la demanda resultó satisfactorio.

Para el índice simple de exportaciones de "manufacturados", la demanda da un buen ajuste en todos los casos pero la oferta presenta sistemáticamente problemas de significancia de los parámetros (ver regresiones en el apéndice). Los resultados mejoran levemente para la TCE de FUNCEX cuando trabajamos con la media aritmética.

Para la media geométrica, los resultados se repiten para la demanda, pero para la oferta el ajuste se deteriora con las TCE de Bacha y Monteiro, mejora ligeramente con la TCE del CEMEI-FGV y mejora sustancialmente con la tasa efectiva de FUNCEX. En este último caso los problemas de autocorrelación son muy leves y los parámetros son altamente significativos.

# Cuadro No 9

## Demanda y Oferta de Exportaciones de Manufacturados (FUNCEX-Media Geométrica-Indice Simple de Precio y Cantidad)

### Demanda:

---

Ln (X)	C	ln (Px/Pw)	ln Yw
--------	---	------------	-------

---

#### (1) Indice de Precios al por Mayor:

-6.79	-1.04	+ 2.28
(-1.6)	(-2.9)	(2.5)

$R^2 = 0.94$  DW = 1.91  
F = 85.6 P = 1971-90

#### (2) Indice de Precios al Consumidor:

-6.44	-1.071	+ 2.21
(-1.54)	(-3.06)	(2.47)

$R^2 = 0.94$  DW = 1.89  
F = 87.77 P = 1971-90

### Oferta:

---

Ln (X/Y*)	C	ln TCE	ln (Px/PWW)	ln U
-----------	---	--------	-------------	------

---

#### (1) Indice de Precios al por Mayor:

-9.80	+ 1.79	+ 1.89	- 6.44
(-2.9)	(2.6)	(1.77)	(-2.96)

$R^2 = 0.91$  DW = 1.87  
F = 39.76 P = 1971-90

#### (2) Indice de Precios al Consumidor:

-6.85	+ 1.17	+ 1.32	- 4.51
(-3.04)	(2.54)	(1.52)	(-2.76)

$R^2 = 0.91$  DW = 1.72  
F = 39.71 P = 1971-90

---

Es decir, como señaláramos, los mejores ajustes se obtendrán empleando la TCE-FUNCEX, cuando el cálculo se hace a partir de la media geométrica y con el índice simple de precio y cantidad de exportaciones de la categoría "manufacturados".

Es interesante notar que los resultados son bastante similares, sobretudo en lo que respecta a la demanda, cuando empleamos la TCE basada en índices de precios al consumidor. Esto se puede apreciar claramente en el caso de la TCE-FUNCEX en el cuadro No 9.

Por otra parte, debemos señalar que los subsidios se muestran en la mayoría de los casos poco significativos y con signo contrario al esperado. En el apéndice presentamos las regresiones para oferta y demanda, con y sin subsidios, estimadas para índice de precios al por mayor y la TCE-Bacha-Bodin. Como dijéramos, los resultados son bastante similares para las TCE-Monteiro y FGV.

En resumen, los resultados parecen indicar a una serie con ponderaciones bilaterales simples, basada tanto en exportaciones como importaciones: la de FUNCEX, como la que mejor explica el comportamiento de las exportaciones. Es interesante recordar que esta serie fluctúa más que las otras, siendo elaborada a partir de una base que se

modifica cada período.

Por otro lado el mejor ajuste se ha obtenido con el cálculo de la TCE a partir de una media geométrica, lo que estaría señalando la superioridad de ésta sobre las TCE elaboradas a partir de medias aritméticas.

En relación a la idoneidad de los índices de precios al por mayor, o al consumidor en la construcción de las TCE, los resultados, para manufacturas, parecen indicar que no hay una superioridad clara de uno sobre el otro, a pesar de las ventajas que usualmente se atribuyen al índice de precios al por mayor.



### III.2 IMPORTACIONES EXCEPTO TRIGO Y PETROLEO

#### Aspectos Teóricos

Antes de presentar las ecuaciones de comportamiento a estimar para las importaciones, resulta conveniente señalar de forma muy puntual algunos aspectos teóricos relacionados con la especificación de éstas <sup>18</sup>.

En primer lugar debemos notar que en el caso de importaciones, se trabaja con la hipótesis de que el Brasil es un país pequeño, esto es, el precio de sus importaciones se determina en el mercado mundial y no es afectado por las variaciones en las cantidades importadas.

Como consecuencia, para estimar el comportamiento de estas importaciones interesa especificar solamente una ecuación de demanda, pues la oferta sería perfectamente elástica al precio internacional.

Así, basándonos en la teoría de la demanda del consumidor, las importaciones serían función de la Renta nominal, de los precios de las importaciones convertidas a moneda nacional y de los precios de los sustitutos

---

<sup>18/</sup> Para un tratamiento más detallado ver Traslosheros (1986).

domésticos. No entanto, las especificaciones suelen utilizar renta real y precios relativos externo-interno, expresiones que resultan equivalentes sólo si el consumidor no sufre de ilusión monetaria <sup>17</sup>. Es decir tradicionalmente en las estimaciones se asume apriori la no existencia de ilusión monetaria y esto se debe a los problemas que aparecen cuando se intenta probar esta hipótesis.

Otro punto importante en la especificación de la demanda de importaciones se refiere a la captación de los efectos cíclicos y tendenciales.

En primer lugar, si la oferta de productos sustitutos de importaciones viene creciendo en el tiempo, el nivel de importaciones probablemente se verá afectado. Si, por diferentes razones, el aumento de la oferta no se traduce en una reducción en el precio nacional de estos productos, o se traduce sólo parcialmente <sup>18</sup>, la variable

---

<sup>17/</sup> Sin supuestos sobre ilusión monetaria la función de demanda de importaciones puede ser escrita como:

$$m_d = f ( P_m, P_d, Y_n )$$

Asumiendo la no existencia de ilusión monetaria:

$$m_d = f ( P_m/P_d, Y_n/P_d ).$$

<sup>18/</sup> Una situación en que los precios no se modifican en absoluto ocurre cuando los bienes nacionales e importados son sustitutos perfectos de modo que el precio interno viene determinado por el precio internacional. En este caso la importación tiene por objetivo suplir el deficit de producción nacional y cualquier aumento en la oferta interna llevará a una reducción equivalente en el nivel de importaciones en Brasil, es el caso del trigo y el petróleo, por ejemplo.

precio relativo no podrá captar, o captará sólo parcialmente el efecto sobre las importaciones. Será entonces necesaria la inclusión de una variable como el producto potencial que capture el efecto sustitutivo de importaciones en cuestión y que por tanto deberá guardar una relación negativa con la demanda de importaciones.

Por otro lado las importaciones también pueden verse alteradas por los movimientos cíclicos de la demanda. El efecto aparece porque un aumento rápido en la demanda puede llevar a las empresas a ajustar por cantidad (surgimiento de filas) en vez de subir los precios, como suele ocurrir en los sectores industriales oligopolizados; como consecuencia tendremos entonces un crecimiento en la demanda de importaciones. Lo que se sugiere es la inclusión de la variable utilización de capacidad como proxy para el tamaño de la fila.

Los argumentos presentados indican la necesidad de introducir renta real, producto potencial y capacidad utilizada en las ecuaciones. Sin embargo, la inclusión de las tres separadamente puede ocasionar fuertes problemas de multicolinealidad, pues suelen estar relacionadas entre sí de tal forma que dos cualesquiera de ellas pueden implicar la tercera.

Esto lleva a que se opte por incorporarlas en

alguna combinación y la práctica más común es incluir solamente capacidad utilizada siempre que ésta es calculada como la razón entre el producto real y el producto potencial del sector que produce los bienes sustitutos de importaciones.

Otra variable que en algunos casos ha sido incluida en las estimaciones es "reservas internas líquidas". La idea es que el gobierno podría desear mantener un determinado nivel de reservas por motivo precaución y la reducción de las reservas por debajo de ese nivel llevaría, en un contexto de proteccionismo, a liberar más lentamente las licencias de importación, afectando con ello el nivel de importaciones.

Considerando los aspectos mencionados, la ecuación de comportamiento a estimar para las importaciones tendría la siguiente especificación:

$$\begin{aligned} \ln (M) = & A_0 - A_1 \ln TCE - A_2 \ln (P_m/PWW) + A_3 \ln Y \\ & + A_4 \ln U + u \end{aligned}$$

donde:

M: Cantidad de Importaciones

TCE: Tasa de cambio real efectiva

Pm: Precio de las importaciones en dólares

Y: Producto industrial

U: Capacidad utilizada definida como la razón del producto

industrial efectivo al producto industrial potencial.

En el caso de las importaciones hemos utilizado el precio medio y el cantidad de las importaciones totales, exceptuando el trigo y los lubricantes, por presentar éstos un comportamiento marcadamente diferente. La información fue tomada de las publicaciones de FUNCEX y el BACEN.

#### Tasa de Cambio Efectiva e Importaciones

La estimación de ecuaciones de comportamiento para las importaciones, muestra un buen ajuste con la mayoría de las variantes de TCE. Los parámetros son significativos, los signos son los esperados y la TCE se muestra como una variable explicativa importante. Empero, los resultados señalan en casi la totalidad de los casos la existencia del problema de autocorrelación de los residuos.

En lo que respecta a la utilización de la TCE de Bacha-Bodin y Monteiro para explicar el comportamiento de las importaciones, solamente se presentaron problemas con las TCE construídas con la media geométrica. Y, esto ocurrió para los dos tipos de deflatores: el índice de precios al consumidor y el índice de precios al por mayor.

En general, entre todas las regresiones con buenos resultados, la que utiliza el índice de TCE de FUNCEX elaborado con media geométrica es la que dá claramente el mejor ajuste. No presenta inclusive el problema de autocorrelación de los residuos.

Se debe notar que en este caso es la TCE basada en precios al consumidor la que provoca el mejor ajuste, pues con precios al por mayor el coeficiente de la TCE no pasa el test t. Esto puede obedecer a que en el caso de importaciones, el precio de referencia relevante sería el precio al consumidor y no el precio al por mayor.

A continuación presentamos los resultados de esta regresión, y en el apéndice se pueden apreciar las regresiones estimadas con los demás índices de TCE.

## Cuadro No 10

Importaciones éxcepto Trigo y Petróleo  
(FUNCEX-Media Geométrica-IPC)

Ln (M)	C	ln TCE	ln (Pm/PWW)	ln Y	ln U
	1.37 (1.82)	-0.08 (-2.66)	-0.62 (-3.43)	0.76 (4.7)	1.94 (7.8)
R2 = 0.82   DW = 1.89 F = 17.96   P = 1971-90					

#### IV. CONCLUSIONES

En países como el Brasil, donde se siguen políticas de minidevaluaciones u otras políticas teniendo la tasa de cambio real como variable objetivo, es de especial importancia la determinación específica de cómo esta tasa afecta al comercio exterior.

En este sentido, la desvalorización del dólar en relación a las monedas de otros países industrializados, centró la atención en la construcción de los índices de tasas de cambio efectivas y su eficacia para medir el grado de competitividad de los productos brasileños.

Por descansar en indicadores de comercio bilateral, las TCE de uso más difundido dejan de lado el problema de la competencia en terceros mercados. Así, los efectos benéficos para las exportaciones brasileñas de una devaluación del dólar, podrían neutralizarse si la tasas de cambio de los países con los que Brasil compite en terceros mercados están también atados a la moneda americana.

Como vimos en la sección destinada a los aspectos teóricos de las TCE, una forma de tomar esto en consideración y obtener una tasa de cambio real efectiva



mas adecuada, es modificar el criterio de ponderación en función de los objetivos deseados

-captar la competencia en terceros mercados, por ejemplo.

En esta dirección están los trabajos de Bacha-Bodin y Monteiro que hemos analizados en comparación con las TCE de ponderación bilateral construídas por FUNCEX y la FGV.

Después de elaborar series alternativas de TCE con base en las ponderaciones discutidas, hemos encontrado que tanto para exportaciones como para importaciones, las mejores regresiones se han obtenido empleando el índice de TCE con ponderaciones bilaterales de FUNCEX.

Es decir, contrariamente a lo esperado, los resultados nos indican que una serie con ponderaciones bilaterales simples, basada tanto en exportaciones como importaciones, estaría explicando mejor el comportamiento de las exportaciones de manufacturados, que series con ponderaciones que captan la competencia en terceros mercados. Es interesante notar que esta serie tiene la peculiaridad posee una base que se modifica cada período, lo que al parecer contribuye a hacerla más fluctuante.

En lo que se refiere a las importaciones, los resultados se ubican dentro de las expectativas, pues la serie de TCE de FUNCEX es la única de las trabajadas que

toma en cuenta las importaciones en el criterio de ponderación. Aún así, se han conseguido resultados relativamente buenos para las regresiones con las tasa de cambio efectivas reales de Bacha-Bodin, Monteiro y FGV.

Los resultados sugieren entonces que no es necesario dejar de lado las series existentes de TCE, sobretudo las que descansan en comercio bilateral como la de FUNCEX, pues consiguen explicar en forma bastante adecuada el comportamiento de las exportaciones de manufacturados brasileños.

Debemos señalar por otro lado, que el mejor ajuste se ha obtenido con el cálculo de la TCE a partir de una media geométrica, tanto en exportaciones de manufacturas como en importaciones, lo que estaría señalando la superioridad de ésta sobre las TCE elaboradas a partir de medias aritméticas.

En relación a la idoneidad de los índices de precios al por mayor o al consumidor en la construcción de las TCE, los resultados para manufacturas parecen indicar que no hay una superioridad clara de uno sobre el otro, a pesar de lo que comunmente se postula.

En el caso de las importaciones, sin embargo, a pesar de que los patrones de respuesta se mantienen con los

dos índices, los mejores resultados se obtienen con índices de precios al consumidor, lo que puede obedecer a que en el caso de importaciones, el precio de referencia relevante sería el precio al consumidor y no tanto el precio al por mayor.

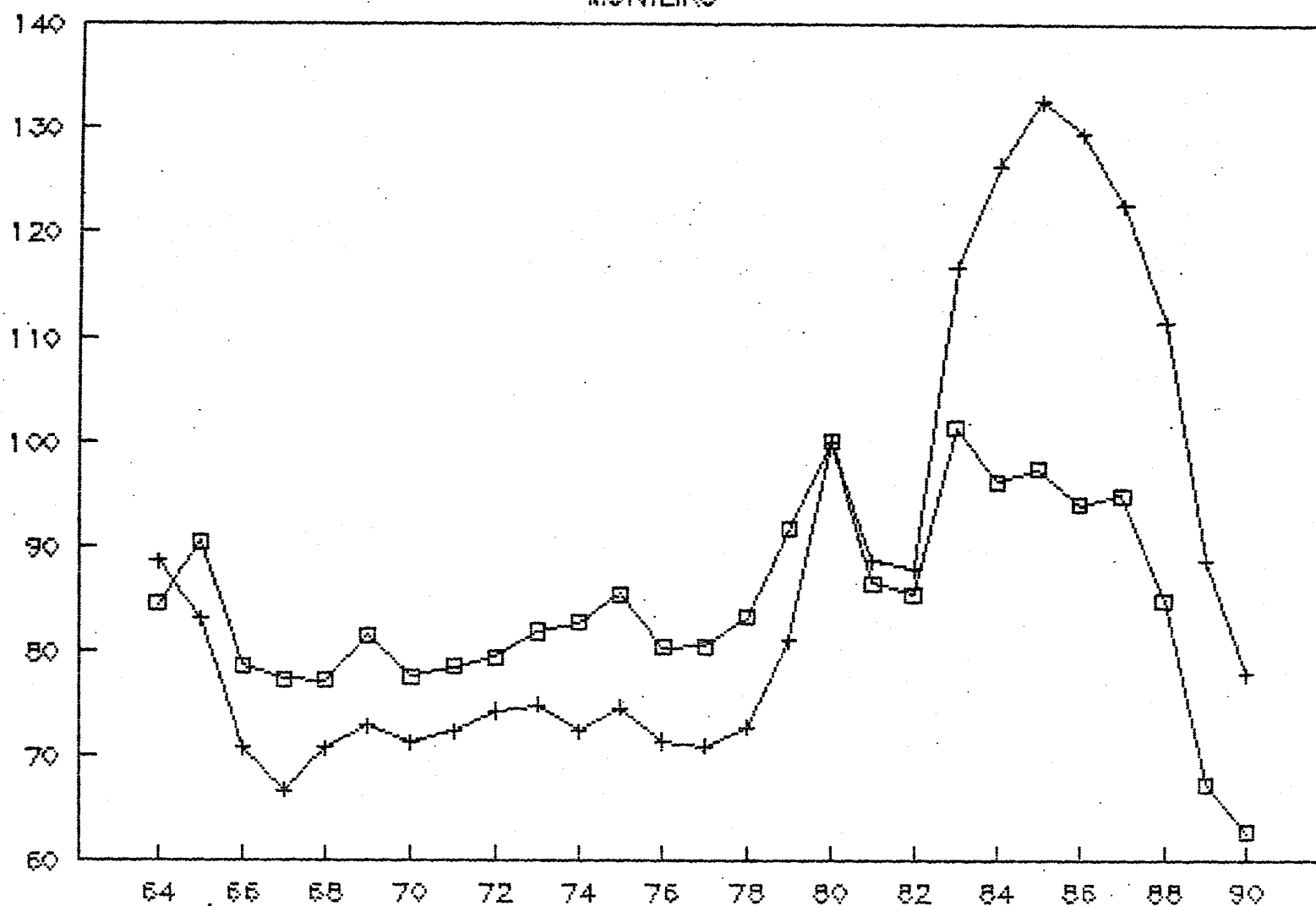
En general entonces, los resultados no apoyan la superioridad de un índice de precios sobre el otro en la construcción de las tasas de cambio efectivas reales; a pesar de los argumentos conocidos en favor del índice de precios al por mayor.

Finalmente es necesario indicar que sería importante corroborar los resultados encontrados con un análisis de corto plazo del comercio exterior brasileño, que no se ha abordado en el presente trabajo.

## A P E N D I C E

# TASA DE CAMBIO REAL EFECTIVA

MONTEIRO

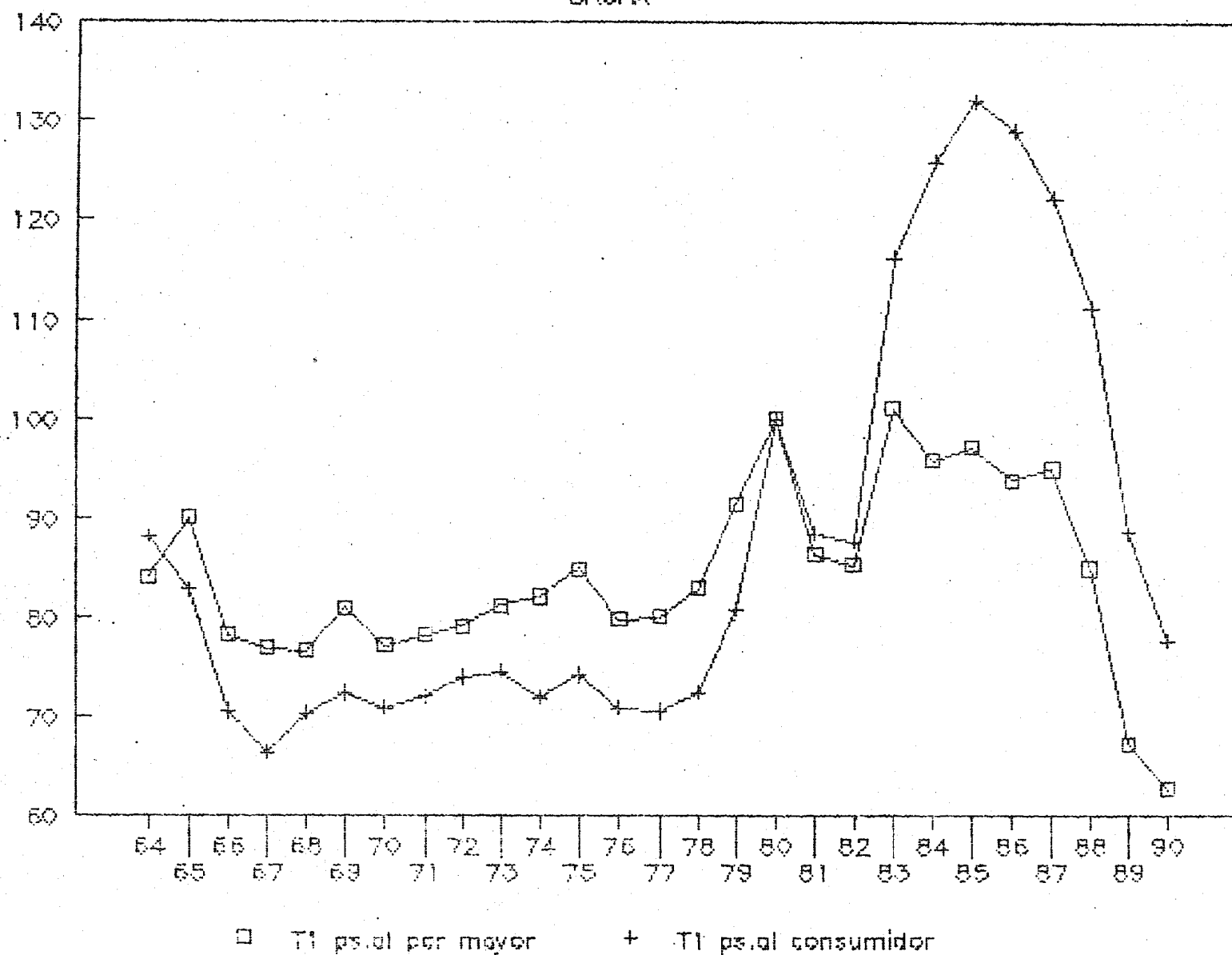


□ T2 ps.al por mayor

+ T2 ps.al consumidor

# TASA DE CAMBIO REAL EFECTIVA

BACHA



1

- EXPORTACIONES DE MANUFACTURAS SIMPLES BACHA(SUMATORIAS)  
 PRECIO  
 REGRESION N.1

# Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is PXMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	16.8592	96.4402	.1748
PW	2.4229	1.2279	1.9733
YW	.4959	1.1834	.4190
T1PW	-.9506	.5646	-1.6837
PWW1	-.5746	1.0290	-.5584
Y	2.2266	.5261	4.2327
YP	-2.5532	.6826	-3.7403
R-Squared	.7957	F-statistic F( 6, 13)	8.4326
R-Bar-Squared	.7014	S.E. of Regression	16.6405
Residual Sum of Squares	3599.8	Mean of Dependent Variable	100.8460
S.D. of Dependent Variable	30.4542	Maximum of Log-likelihood	-80.3078
DW-statistic	1.8690		

PRECIO CON SUBSIDIO  
 REG N.2

# Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is PXMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-108.5627	161.7845	-.6710
PW	1.5849	1.5054	1.0528
YW	.7537	1.2160	.6198
T1PW	-.7537	.6015	-1.2530
PWW1	-.1796	1.1095	-.1619
Y	1.8202	.6744	2.6991
YP	-2.0853	.8381	-2.4880
S	72.9486	75.4472	.9669
R-Squared	.8105	F-statistic F( 7, 12)	7.3313
R-Bar-Squared	.6999	S.E. of Regression	16.6405
Residual Sum of Squares	3339.6	Mean of Dependent Variable	100.8460
S.D. of Dependent Variable	30.4542	Maximum of Log-likelihood	-72.5576
DW-statistic	2.0414		

# Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQXMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-14.9993	2.7622	-5.4302
LPD1	-.9739	.2651	-3.6731
LYW	4.0421	.5976	6.7638
R-Squared	.8950	F-statistic F( 2, 17)	72.4900
R-Bar-Squared	.8827	S.E. of Regression	.3260
Residual Sum of Squares	1.8066	Mean of Dependent Variable	3.4983
S.D. of Dependent Variable	.9518	Maximum of Log-likelihood	-4.3359
DW-statistic	.7584		

AUTOCORRELACION DEMANDA

REG N.4

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 14 iterations

Dependent variable is LQXMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-6.6875	4.5645	-1.4651
LPD1	-.9423	.3516	-2.6800
LYW	2.2651	.9726	2.3288
R-Squared	.9450	F-statistic F( 3, 15)	85.8624
R-Bar-Squared	.9340	S.E. of Regression	.2275
Residual Sum of Squares	.7762	Mean of Dependent Variable	3.4983
S.D. of Dependent Variable	.9518	Maximum of Log-likelihood	-3.4188
DW-statistic	2.0623		

Parameters of the Autoregressive Error Specification

$$U = .6170 \cdot U(-1) + V$$

( 3.2175)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets



DEMANDA CON SUBSIDIOS  
REG N.5

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQXMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-15.2933	2.7885	-5.4845
LYW	4.1053	.6034	6.8040
LPD1S	-.9457	.2687	-3.5198
R-Squared	.8911	F-statistic F( 2, 17)	69.5608
R-Bar-Squared	.8783	S.E. of Regression	.3321
Residual Sum of Squares	1.8744	Mean of Dependent Variable	3.4983
S.D. of Dependent Variable	.9518	Maximum of Log-likelihood	-4.7043
DW-statistic	.7548		

AUTOCORRELACION DEMANDA CON SUBSIDIOS  
REG N.6

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after . 9 iterations

Dependent variable is LQXMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-6.9688	4.2935	-1.6231
LYW	2.3246	.9176	2.5334
LPD1S	-1.0388	.3596	-2.8889
R-Squared	.9438	F-statistic F( 3, 15)	83.9718
R-Bar-Squared	.9326	S.E. of Regression	.2299
Residual Sum of Squares	.7927	Mean of Dependent Variable	3.4983
S.D. of Dependent Variable	.9518	Maximum of Log-likelihood	3.2191
DW-statistic	2.1556		

Parameters of the Autoregressive Error Specification

$$U = .5681 * U(-1) + V$$

( 2.8773)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

FERTA  
REG N.7

# Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LOX1

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-9.6631	2.9254	-3.3032
LT1PW	1.7741	.6258	2.8350
LP01	1.3748	.8059	1.7059
LU	-5.5239	1.5716	-3.5149
R-Squared	.8303	F-statistic F( 3, 16)	26.0903
R-Bar-Squared	.7985	S.E. of Regression	.2653
Residual Sum of Squares	1.1260	Mean of Dependent Variable	-1.2151
S.D. of Dependent Variable	.5909	Maximum of Log-likelihood	.3917
DW-statistic	1.1821		

AUTOCORRELACION OFERTA  
REG N.8

# Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 1 iterations

Dependent variable is LOX1

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-5.5922	3.1187	-1.7931
LT1PW	.9468	.6596	1.4354
LP01	.2411	.8028	.3004
LU	-3.1387	1.6618	-1.8888
R-Squared	.8933	F-statistic F( 4, 14)	29.3122
R-Bar-Squared	.8629	S.E. of Regression	.2041
Residual Sum of Squares	.5834	Mean of Dependent Variable	-1.2151
S.D. of Dependent Variable	.5909	Maximum of Log-likelihood	6.1621
DW-statistic	1.7526		

# Parameters of the Autoregressive Error Specification

U= .2567\*U(- 1)+V  
( 1.2469)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

FERIA CON SUBSIDIOS  
REG N.9

# Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LOX1  
20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-11.6057	4.0337	-2.8772
LTIPW	2.3878	1.0331	2.3112
LU	-7.0572	2.6516	-2.6615
LS	-2.2525	2.5806	-.8756
LPOIS	2.3341	1.5246	1.5310
R-Squared	.8357	F-statistic F( 4, 15)	19.0727
R-Bar-Squared	.7919	S.E. of Regression	.2696
Residual Sum of Squares	1.0901	Mean of Dependent Variable	-1.2151
S.D. of Dependent Variable	.5909	Maximum of Log-likelihood	.7159
DW-statistic	1.0743		

AUTOCORRELACION OFERTA CON SUBSIDIOS  
REG N.10

# Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 2 iterations

Dependent variable is LOX1  
20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-7.1840	3.9001	-1.8420
LTIPW	1.4645	.9465	1.5472
LU	-4.4327	2.3077	-1.9208
LS	-2.0036	2.1252	-.9428
LPOIS	1.0679	1.2601	.8475
R-Squared	.8988	F-statistic F( 5, 13)	23.1019
R-Bar-Squared	.8599	S.E. of Regression	.2063
Residual Sum of Squares	.5533	Mean of Dependent Variable	-1.2151
S.D. of Dependent Variable	.5909	Maximum of Log-likelihood	6.6357
DW-statistic	1.8918		

# Parameters of the Autoregressive Error Specification

U= .3271\*U(- 1)+V  
( 1.6185)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

IMPORTACIONES CON PRECIOS AL POR MAYOR  
REG N.11

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	4.8866	1.5387	3.1758
LY	.7669	.1781	4.3058
LT1PW	-.8478	.2867	-2.9566
LPM1A	-.7474	.2395	-3.1210
LU	1.6263	.2244	7.2413
R-Squared	.8216	F-statistic F( 4, 15)	17.2721
R-Bar-Squared	.7740	S.E. of Regression	.1333
Residual Sum of Squares	.2665	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	14.8010
DW-statistic	1.5092		

AUTOCORRELACION IMPORTACIONES AL POR MAYOR  
REG N.12

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 4 iterations

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	5.8789	2.4722	2.3780
LY	.5699	.3880	1.4687
LT1PW	-.8681	.3319	-2.6151
LPM1A	-.8786	.3029	-2.9004
LU	1.5192	.3240	4.6883
R-Squared	.8091	F-statistic F( 5, 13)	11.0182
R-Bar-Squared	.7356	S.E. of Regression	.1377
Residual Sum of Squares	.2463	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	14.3221
DW-statistic	1.6982		

Parameters of the Autoregressive Error Specification

$$U = .2805 * U(-1) + V$$

( .9363)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

IMPORTACIONES PRECIOS AL CONSUMIDOR  
REG N.13

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	2.9680	1.2887	2.3031
LY	.8635	.1829	4.7224
LU	1.3734	.2989	4.5953
LPM1B	-.7104	.2372	-2.9955
LTIPC	-.5217	.2628	-1.9854
R-Squared	.7974	F-statistic F( 4, 15)	14.7579
R-Bar-Squared	.7434	S.E. of Regression	.1421
Residual Sum of Squares	.3027	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	13.5272
DW-statistic	1.3122		

AUTOCORRELACION IMPORTACIONES AL CONSUMIDOR  
REG N.14

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 3 iterations

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	4.1924	2.2463	1.8663
LY	.6672	.4327	1.5420
LU	1.2683	.3790	3.3466
LPM1B	-.8823	.2897	-3.0457
LTIPC	-.5966	.2965	-2.0120
R-Squared	.7959	F-statistic F( 5, 13)	10.1387
R-Bar-Squared	.7174	S.E. of Regression	.1423
Residual Sum of Squares	.2634	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	13.6878
DW-statistic	1.6558		

Parameters of the Autoregressive Error Specification

$$U_t = .3668 * U_{t-1} + V_t$$

( 1.3026)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

- EXPORTACIONES MANUFACTURADAS PONDERADAS

PRECIO

REG N.15

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is PXMP

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	86.9220	46.7618	1.8588
PW	1.1549	.5954	1.9398
YW	-1.0599	.5738	-1.8472
T1PW	-.4836	.2737	-1.7665
PWW1	.4364	.4989	.8748
Y	.5939	.2551	2.3285
YP	-.5658	.3310	-1.7094
R-Squared	.9190	F-statistic F( 6, 13)	24.5758
R-Bar-Squared	.8816	S.E. of Regression	8.0686
Residual Sum of Squares	846.3404	Mean of Dependent Variable	82.2820
S.D. of Dependent Variable	23.4477	Maximum of Log-likelihood	-65.8307
DW-statistic	1.9748		

PRECIO CON SUBSIDIOS

REG N.16

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is PXMP

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	3.5272	75.7078	.0466
PW	.5977	.7045	.8485
YW	-.8885	.5690	-1.5615
T1PW	-.3527	.2815	-1.2529
PWW1	.6990	.5192	1.3464
Y	.3237	.3156	1.0257
YP	-.2547	.3922	-.6493
S	48.5046	35.3058	1.3738
R-Squared	.9300	F-statistic F( 7, 12)	22.7726
R-Bar-Squared	.8892	S.E. of Regression	7.8066
Residual Sum of Squares	731.3147	Mean of Dependent Variable	82.2820
S.D. of Dependent Variable	23.4477	Maximum of Log-likelihood	-64.3699
DW-statistic	2.3793		

NDA

REG N.17

### Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQXMP

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-22.9470	2.6101	-8.7916
LPD1P	1.1004	.6804	1.6173
LYW	5.8002	.5778	10.0381
R-Squared	.8812	F-statistic F( 2, 17)	63.0426
R-Bar-Squared	.8672	S.E. of Regression	.3283
Residual Sum of Squares	1.8324	Mean of Dependent Variable	3.5803
S.D. of Dependent Variable	.9010	Maximum of Log-likelihood	-1.4776
DW-statistic	.6311		

AUTOCORRELACION DEMANDA

REG N.18

### Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 8 iterations

Dependent variable is LQXMP

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	1.0268	5.0379	.2038
LPD1P	-.2695	.5877	-.4585
LYW	.7246	1.0479	.6915
R-Squared	.9664	F-statistic F( 3, 15)	143.8077
R-Bar-Squared	.9597	S.E. of Regression	.1601
Residual Sum of Squares	.3844	Mean of Dependent Variable	3.5803
S.D. of Dependent Variable	.9010	Maximum of Log-likelihood	10.0956
DW-statistic	2.4268		

### Parameters of the Autoregressive Error Specification

$$U = .8489 * U(-1) + V$$

$$( \quad 16.6923 )$$

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

DEMANDA CON SUBSIDIOS  
REG N.19

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQXMP

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-22.8295	2.4808	-9.2026
LPD1PS	1.0988	.6172	1.7802
LYW	5.7750	.5480	10.5381
R-Squared	.8845	F-statistic F( 2, 17)	65.0613
R-Bar-Squared	.8709	S.E. of Regression	.3238
Residual Sum of Squares	1.7821	Mean of Dependent Variable	3.5803
S.D. of Dependent Variable	.9010	Maximum of Log-likelihood	-4.1993
DW-statistic	.6195		

AUTOCORRELACION DEMANDA CON SUBSIDIOS  
REG.20

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 8 iterations

Dependent variable is LQXMP

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	.9738	5.2612	.1851
LPD1PS	-.2443	.6272	-.3896
LYW	.7372	1.0959	.6727
R-Squared	.9663	F-statistic F( 3, 15)	143.2372
R-Bar-Squared	.9595	S.E. of Regression	.1604
Residual Sum of Squares	.3859	Mean of Dependent Variable	3.5803
S.D. of Dependent Variable	.9010	Maximum of Log-likelihood	10.0591
DW-statistic	2.4866		

Parameters of the Autoregressive Error Specification

$$U_t = .8491 * U_{t-1} + V_t$$

( 16.6518)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets



FERIA  
REG N.21

# Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LOXIP  
20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-4.1625	3.5206	-1.1823
LTIPW	.6548	.7930	.8257
LPOIP	.0019293	1.0530	-.0018322
LU	-2.0719	.8061	-2.5702
R-Squared	.4802	F-statistic F( 3, 16)	4.9279
R-Bar-Squared	.3828	S.E. of Regression	.4196
Residual Sum of Squares	2.8169	Mean of Dependent Variable	-1.1330
S.D. of Dependent Variable	.5341	Maximum of Log-likelihood	-8.7780
DW-statistic	.3905		

AUTOCORRELACION OFERTA  
REG N.22

# Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 9 iterations

Dependent variable is LOXIP  
20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-1.0095	1.9321	-.5225
LTIPW	.0256	.4404	.0581
LPOIP	-.4425	.5019	-.8818
LU	-.4841	.7114	-.6805
R-Squared	.9052	F-statistic F( 4, 14)	33.4321
R-Bar-Squared	.8782	S.E. of Regression	.1582
Residual Sum of Squares	.3504	Mean of Dependent Variable	-1.1330
S.D. of Dependent Variable	.5341	Maximum of Log-likelihood	10.9747
DW-statistic	2.2292		

# Parameters of the Autoregressive Error Specification

U= .7293\*U(- 1)+V  
( 6.5106)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

//

OFERTA CON SUBSIDIOS EXPORTACIONES MANUFACTURADAS PONDERADAS  
REG N.23

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LOX1P

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-5.9691	2.5794	-2.3141
LT1PW	.0801	.5878	.1363
LP01PS	-3.5207	1.1744	-2.9980
LU	-1.1762	.6068	-1.9384
LS	9.3277	2.3509	3.9677
R-Squared	.7475	F-statistic F( 4, 15)	11.1009
R-Bar-Squared	.6802	S.E. of Regression	.3021
Residual Sum of Squares	1.3685	Mean of Dependent Variable	-1.1330
S.D. of Dependent Variable	.5341	Maximum of Log-likelihood	-1.5589
DW-statistic	1.0710		

AUTOCORRELACION OFERTA CON SUBSIDIOS  
REG N.24

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 9 iterations

Dependent variable is LOX1P

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-1.0793	2.2655	-.4764
LT1PW	.0182	.4550	.0401
LP01PS	-.5461	.7470	-.7312
LU	-.5378	.6908	-.7785
LS	.1816	1.8659	.0973
R-Squared	.9066	F-statistic F( 5, 13)	25.2342
R-Bar-Squared	.8707	S.E. of Regression	.1630
Residual Sum of Squares	.3454	Mean of Dependent Variable	-1.1330
S.D. of Dependent Variable	.5341	Maximum of Log-likelihood	11.1119
DW-statistic	2.2832		

Parameters of the Autoregressive Error Specification

$$U = .7225 * U(-1) + V$$

( 6.2929)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

- EXPORTACIONES INDUSTRIALES  
PRECIO  
REG N.25

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is PXI  
20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-27.6589	65.9767	-.4192
PW	2.1582	.8400	2.5692
YW	.4663	.8096	.5760
T1PW	-.2495	.3862	-.6461
PWW1	-.1231	.7039	-.1748
Y	1.6367	.3599	4.5479
YP	-2.2924	.4670	-4.9089
R-Squared	.8716	F-statistic F( 6, 13)	14.7027
R-Bar-Squared	.8123	S.E. of Regression	11.3841
Residual Sum of Squares	1684.8	Mean of Dependent Variable	94.5160
S.D. of Dependent Variable	26.2753	Maximum of Log-likelihood	-72.7153
DW-statistic	2.1192		

PRECIO CON SUBSIDIO  
REG N.26

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is PXI  
20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-88.1923	112.8247	-.7817
PW	1.7537	1.0498	1.6705
YW	.5907	.8480	.6966
T1PW	-.1545	.4195	-.3684
PWW1	.0676	.7737	.0873
Y	1.4406	.4703	3.0630
YP	-2.0665	.5845	-3.5356
S	35.2078	52.6151	.6692
R-Squared	.8762	F-statistic F( 7, 12)	12.1309
R-Bar-Squared	.8040	S.E. of Regression	11.6339
Residual Sum of Squares	1624.2	Mean of Dependent Variable	94.5160
S.D. of Dependent Variable	26.2753	Maximum of Log-likelihood	-72.3490
DW-statistic	2.2040		

DEMANDA  
14 REG N.27

# Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQXI

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-15.0410	2.0889	-7.2004
LPD1I	-.7744	.2363	-3.2773
LYW	4.0537	.4535	8.9380
R-Squared	.9249	F-statistic F( 2, 17)	104.7103
R-Bar-Squared	.9161	S.E. of Regression	.2450
Residual Sum of Squares	1.0204	Mean of Dependent Variable	3.5759
S.D. of Dependent Variable	.8457	Maximum of Log-likelihood	1.3766
DW-statistic	.7079		

AUTOCORRELACION DEMANDA  
REG N.28

# Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 8 iterations

Dependent variable is LQXI

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-7.4229	3.3539	-2.2132
LPD1I	-.9450	.3253	-2.9053
LYW	2.4233	.7145	3.3915
R-Squared	.9643	F-statistic F( 3, 15)	135.2279
R-Bar-Squared	.9572	S.E. of Regression	.1639
Residual Sum of Squares	.4030	Mean of Dependent Variable	3.5759
S.D. of Dependent Variable	.8457	Maximum of Log-likelihood	9.6456
DW-statistic	2.0526		

# Parameters of the Autoregressive Error Specification

U= .6244\*U(- 1)+V

( 3.5108)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

DEMANDA CON SUBSIDIOS  
REG N.29

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQXI

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-15.1917	2.0946	-7.2528
LYW	4.0863	.4548	8.9848
LPDIIS	-.7553	.2367	-3.1909
R-Squared	.9234	F-statistic F( 2, 17)	102.4306
R-Bar-Squared	.9144	S.E. of Regression	.2475
Residual Sum of Squares	1.0414	Mean of Dependent Variable	3.5759
S.D. of Dependent Variable	.8457	Maximum of Log-likelihood	1.1732
DW-statistic	.7139		

AUTOCORRELACION DEMANDA CON SUBSIDIOS  
REG N.30

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 7 iterations

Dependent variable is LQXI

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-7.4433	3.3110	-2.2480
LYW	2.4271	.7064	3.4357
LPDIIS	-.9859	.3304	-2.9844
R-Squared	.9638	F-statistic F( 3, 15)	133.1537
R-Bar-Squared	.9566	S.E. of Regression	.1651
Residual Sum of Squares	.4091	Mean of Dependent Variable	3.5759
S.D. of Dependent Variable	.8457	Maximum of Log-likelihood	9.5041
DW-statistic	2.1180		

Parameters of the Autoregressive Error Specification

U= .6057\*U(- 1)+V

( 3.4073)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

OFERTA  
REG N.31

# Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LOX11

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	t-Ratio
K	-3.3711	1.9652	-1.7154
LT1PW	.4454	.4398	1.0128
LP011	.5301	.6528	.8120
LU	-3.3186	1.1106	-2.9880
R-Squared	.8009	F-statistic F( 3, 16)	21.4602
R-Bar-Squared	.7636	S.E. of Regression	.2333
Residual Sum of Squares	.8711	Mean of Dependent Variable	-1.1375
S.D. of Dependent Variable	.4799	Maximum of Log-likelihood	2.9581
DW-statistic	1.1132		

AUTOCORRELACION OFERTA  
REG N.32

# Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 4 iterations

Dependent variable is LOX11

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	t-Ratio
K	-1.6860	1.8216	-.9256
LT1PW	.1284	.3976	.3229
LP011	-.4585	.7093	-.6465
LU	-1.4456	1.2993	-1.1126
R-Squared	.8904	F-statistic F( 4, 14)	28.4268
R-Bar-Squared	.8591	S.E. of Regression	.1700
Residual Sum of Squares	.4044	Mean of Dependent Variable	-1.1375
S.D. of Dependent Variable	.4799	Maximum of Log-likelihood	9.6128
DW-statistic	1.7994		

# Parameters of the Autoregressive Error Specification

U= .2886\*U(- 1)+V  
( 1.3974)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

OFERTA CON SUBSIDIOS EXPORTACIONES INDUSTRIALES  
REG N.33

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LOXII

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-3.3920	2.0288	-1.6720
LT1PW	.4919	.4956	.9925
LP01IS	.7396	1.1139	.6640
LU	-3.6031	1.6780	-2.1473
LS	-.4896	1.9244	-.2544
R-Squared	.8020	F-statistic F( 4, 15)	15.1887
R-Bar-Squared	.7492	S.E. of Regression	.2404
Residual Sum of Squares	.8666	Mean of Dependent Variable	-1.1375
S.D. of Dependent Variable	.4799	Maximum of Log-likelihood	3.0108
DW-statistic	1.0930		

AUTOCORRELACION OFERTA CON SUBSIDIOS  
REG N.34

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 5 iterations

Dependent variable is LOXII

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-1.6328	1.9033	-.8579
LT1PW	.1844	.4423	.4170
LP01IS	-.1710	.9997	-.1711
LU	-1.8157	1.6329	-1.1120
LS	-.7671	1.5712	-.4883
R-Squared	.8931	F-statistic F( 5, 13)	21.7233
R-Bar-Squared	.8520	S.E. of Regression	.1742
Residual Sum of Squares	.3943	Mean of Dependent Variable	-1.1375
S.D. of Dependent Variable	.4799	Maximum of Log-likelihood	9.8526
DW-statistic	1.8905		

Parameters of the Autoregressive Error Specification

$$U = .3166 * U(-1) + V$$

( 1.5747)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

EXPORTACIONES MANUFACTURADAS SIMPLES(PRODUCTO)  
PRECIO  
REG N.35

Ordinary Least Squares Estimation

---

Dependent variable is PXMS  
20 observations used for estimation from 1971 to 1990

---

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-24.0188	91.4898	-.2625
PW	2.2983	1.2712	1.8079
YW	.9206	1.1558	.7965
T5PW	-.7411	.5789	-1.2801
PWW1	-.4055	1.0580	-.3843
Y	2.2335	.5818	3.8388
YP	-2.7726	.6970	-3.9780

---

R-Squared	.7790	F-statistic F( 6, 13)	7.6383
R-Bar-Squared	.6770	S.E. of Regression	17.3071
Residual Sum of Squares	3894.0	Mean of Dependent Variable	100.8460
S.D. of Dependent Variable	30.4542	Maximum of Log-likelihood	-81.0933
DW-statistic	1.7285		

---

PRECIO CON SUBSIDIO  
REG N.36

Ordinary Least Squares Estimation

---

Dependent variable is PXMS  
20 observations used for estimation from 1971 to 1990

---

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-161.1764	155.0852	-1.0393
PW	1.3596	1.5274	.8902
YW	1.1363	1.1643	.9759
T5PW	-.5379	.6041	-.8904
PWW1	.0142	1.1185	.0127
Y	1.7502	.7279	2.4043
YP	-2.1824	.8782	-2.4850
S	83.8605	76.8587	1.0911

---

R-Squared	.7990	F-statistic F( 7, 12)	6.8131
R-Bar-Squared	.6817	S.E. of Regression	17.1817
Residual Sum of Squares	3542.5	Mean of Dependent Variable	100.8460
S.D. of Dependent Variable	30.4542	Maximum of Log-likelihood	-80.1474
DW-statistic	1.9294		

---



DEMANDA  
REG N.37

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQXMS  
20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-14.9641	2.8130	-5.3197
LPD5	-.9774	.2727	-3.5844
LYW	4.0348	.6085	6.6309
R-Squared	.8928	F-statistic F( 2, 17)	70.7806
R-Bar-Squared	.8802	S.E. of Regression	.3295
Residual Sum of Squares	1.8456	Mean of Dependent Variable	3.4983
S.D. of Dependent Variable	.9518	Maximum of Log-likelihood	-4.5492
DW-statistic	.7459		

AUTOCORRELACION DEMANDA  
REG N.38

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 13 iterations

Dependent variable is LQXMS  
20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-6.7543	4.6415	-1.4552
LPD5	-.9426	.3720	-2.5336
LYW	2.2793	.9892	2.3042
R-Squared	.9433	F-statistic F( 3, 15)	83.1528
R-Bar-Squared	.9319	S.E. of Regression	.2310
Residual Sum of Squares	.8001	Mean of Dependent Variable	3.4983
S.D. of Dependent Variable	.9518	Maximum of Log-likelihood	3.1312
DW-statistic	1.9800		

Parameters of the Autoregressive Error Specification

U= .6178\*U(- 1)+V  
( 3.1128)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

DEMANDA CON SUBSIDIOS  
REG N.39

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQXMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-15.3368	2.8326	-5.4144
LYW	4.1148	.6128	6.7143
LPD5S	-.9404	.2751	-3.4191
R-Squared	.8885	F-statistic F( 2, 17)	67.7012
R-Bar-Squared	.8753	S.E. of Regression	.3361
Residual Sum of Squares	1.9201	Mean of Dependent Variable	3.4983
S.D. of Dependent Variable	.9518	Maximum of Log-likelihood	-4.9450
DW-statistic	.7453		

AUTOCORRELACION DEMANDA CON SUBSIDIOS  
REG N.40

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after. 8 iterations

Dependent variable is LQXMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-7.0350	4.3494	-1.6174
LYW	2.3387	.9297	2.5154
LPD5S	-1.0442	.3775	-2.7657
R-Squared	.9420	F-statistic F( 3, 15)	81.2162
R-Bar-Squared	.9304	S.E. of Regression	.2335
Residual Sum of Squares	.8181	Mean of Dependent Variable	3.4983
S.D. of Dependent Variable	.9518	Maximum of Log-likelihood	2.9202
DW-statistic	2.0898		

Parameters of the Autoregressive Error Specification

$$U_t = .5656 * U_{t-1} + V_t$$

( 2.7844)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

OFERTA  
 EXPOR MANUF SIMPLER PRODUCTO PS AL POR MAYOR)  
 REG N.41

# Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LOX5  
 20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-11.2941	2.6140	-4.3206
LT5PW	2.1266	.5631	3.7762
LP05	1.8584	.7656	2.4274
LU	-6.7763	1.5577	-4.3066
R-Squared	.8657	F-statistic F( 3, 16)	34.3664
R-Bar-Squared	.8405	S.E. of Regression	.2360
Residual Sum of Squares	.8913	Mean of Dependent Variable	-1.2151
S.D. of Dependent Variable	.5909	Maximum of Log-likelihood	2.7295
DW-statistic	1.4386		

AUTOCORRELACION OFERTA  
 REG N.42

# Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 3 iterations

Dependent variable is LOX5  
 20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-7.0272	3.2211	-2.1816
LT5PW	1.2465	.6812	1.8279
LP05	.6904	.9104	.7584
LU	-4.2700	1.9217	-2.2220
R-Squared	.8951	F-statistic F( 4, 14)	29.8624
R-Bar-Squared	.8651	S.E. of Regression	.2024
Residual Sum of Squares	.5738	Mean of Dependent Variable	-1.2151
S.D. of Dependent Variable	.5909	Maximum of Log-likelihood	6.2900
DW-statistic	1.7854		

OFERTA CON SUBSIDIOS  
REG N.13

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LOX5

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-13.6121	3.2771	-4.1537
LT5PW	2.9541	.8484	3.4818
LU	-8.9516	2.3685	-3.7794
LP05S	3.1750	1.2992	2.4439
LS	-3.6423	2.2127	-1.6461
R-Squared	.8744	F-statistic F( 4, 15)	26.1185
R-Bar-Squared	.8410	S.E. of Regression	.2356
Residual Sum of Squares	.8330	Mean of Dependent Variable	-1.2151
S.D. of Dependent Variable	.5909	Maximum of Log-likelihood	3.4064
DW-statistic	1.5010		

AUTOCORRELACION OFERTA CON SUBSIDIOS  
REG N.14

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 5 iterations

Dependent variable is LOX5

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-7.8712	3.8335	-2.0533
LT5PW	1.6209	.9395	1.7253
LU	-5.2949	2.5833	-2.0496
LP05S	1.3527	1.3519	.9983
LS	-2.1175	2.1162	-1.0006
R-Squared	.8987	F-statistic F( 5, 13)	23.0669
R-Bar-Squared	.8597	S.E. of Regression	.2064
Residual Sum of Squares	.5540	Mean of Dependent Variable	-1.2151
S.D. of Dependent Variable	.5909	Maximum of Log-likelihood	6.6228
DW-statistic	1.9451		

EXPORTACIONES MANUFACTURADAS PONDERADAS (PRODUCTO)  
PRECIO  
REG N.45

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is PXMP

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	80.7891	41.6325	1.9405
PW	1.1190	.5785	1.9344
YW	-.9549	.5259	-1.8156
TSPW	-.5216	.2634	-1.9800
PWW1	.4902	.4814	1.0182
Y	.6760	.2648	2.5533
YP	-.6775	.3172	-2.1362
R-Squared	.9228	F-statistic F( 6, 13)	25.9028
R-Bar-Squared	.8872	S.E. of Regression	7.8756
Residual Sum of Squares	806.3305	Mean of Dependent Variable	82.2820
S.D. of Dependent Variable	23.4477	Maximum of Log-likelihood	-65.3464
DW-statistic	2.0017		

PRECIO CON SUBSIDIO  
REG N.46

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is PXMP

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	3.0294	68.6113	.0442
PW	.5868	.6757	.8685
YW	-.8326	.5151	-1.6163
TSPW	-.4064	.2673	-1.5207
PWW1	.7281	.4949	1.4714
Y	.4020	.3220	1.2482
YP	-.3429	.3885	-.8826
S	47.5437	34.0031	1.3982
R-Squared	.9336	F-statistic F( 7, 12)	24.1177
R-Bar-Squared	.8919	S.E. of Regression	7.6014
Residual Sum of Squares	693.3685	Mean of Dependent Variable	82.2820
S.D. of Dependent Variable	23.4477	Maximum of Log-likelihood	-65.8371
DW-statistic	2.3847		

DEMANDA  
REG N.47

# Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQXMP

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-22.9187	2.6378	-8.6885
LPD5P	1.0715	.6869	1.5599
LYW	5.7933	.5841	9.9190
R-Squared	.8801	F-statistic F( 2, 17)	62.3778
R-Bar-Squared	.8660	S.E. of Regression	.3293
Residual Sum of Squares	1.8496	Mean of Dependent Variable	3.5803
S.D. of Dependent Variable	.9010	Maximum of Log-likelihood	-4.5709
DW-statistic	.6196		

AUTOCORRELACION DEMANDA  
REG N.48

# Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 8 iterations

Dependent variable is LQXMP

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	1.0736	5.1165	.2098
LPD5P	-.2619	.5774	-.4536
LYW	.7155	1.0638	.6726
R-Squared	.9664	F-statistic F( 3, 15)	143.7705
R-Bar-Squared	.9597	S.E. of Regression	.1601
Residual Sum of Squares	.3845	Mean of Dependent Variable	3.5803
S.D. of Dependent Variable	.9010	Maximum of Log-likelihood	10.0933
DW-statistic	2.4252		

# Parameters of the Autoregressive Error Specification

U= .8496\*U(- 1)+V

( 16.7331)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

DEMANDA CON SUBSIDIOS

REG N.49

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQXMP

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-22.7991	2.5000	-9.1197
LYW	5.7676	.5523	10.4431
LPD5PS	1.0696	.6195	1.7266
R-Squared	.8834	F-statistic F( 2, 17)	61.3757
R-Bar-Squared	.8696	S.E. of Regression	.3253
Residual Sum of Squares	1.7989	Mean of Dependent Variable	3.5803
S.D. of Dependent Variable	.9010	Maximum of Log-likelihood	-4.2930
DW-statistic	.6089		

AUTOCORRELACION DEMANDA CON SUBSIDIOS

REG N.50

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 8 iterations

Dependent variable is LQXMP

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	1.0762	5.3492	.2012
LYW	.7162	1.1133	.6433
LPD5PS	-.2473	.6124	-.4038
R-Squared	.9663	F-statistic F( 3, 15)	143.3540
R-Bar-Squared	.9596	S.E. of Regression	.1603
Residual Sum of Squares	.3856	Mean of Dependent Variable	3.5803
S.D. of Dependent Variable	.9010	Maximum of Log-likelihood	10.0666
DW-statistic	2.4845		

Parameters of the Autoregressive Error Specification

U= .8497\*U(- 1)+V

( 16.7300)

t-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

OFERTA  
REG N.51

### Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LOX5P

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-6.1898	3.4845	-1.7764
LTSPW	1.1206	.7912	1.4163
LP05P	.0010475	1.0051	.0010421
LU	-2.2331	.7743	-2.8841
R-Squared	.5184	F-statistic F( 3, 16)	5.7398
R-Bar-Squared	.4280	S.E. of Regression	.4039
Residual Sum of Squares	2.6104	Mean of Dependent Variable	-1.1330
S.D. of Dependent Variable	.5341	Maximum of Log-likelihood	-8.0165
DW-statistic	.4336		

AUTOCORRELACION OFERTA  
REG N.52

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after. 9 iterations.

Dependent variable is LOX5P

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-1.2005	1.9981	-.6008
LTSPW	.0696	.4582	.1518
LP05P	-.3971	.5201	-.7635
LU	-.5093	.7276	-.7000
R-Squared	.9053	F-statistic F( 4, 14)	33.4123
R-Bar-Squared	.8782	S.E. of Regression	.1582
Residual Sum of Squares	.3503	Mean of Dependent Variable	-1.1330
S.D. of Dependent Variable	.5341	Maximum of Log-likelihood	10.2774
DW-statistic	2.2253		

### Parameters of the Autoregressive Error Specification

$$U_t = .7308 * U_{t-1} + V_t$$

( 6.4510)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets



OFERTA CON SUBSIDIOS  
REG N.53

Ordinary Least Squares Estimation

---

Dependent variable is LOX5P  
20 observations used for estimation from 1971 to 1990

---

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-6.2178	2.5713	-2.4181
LTSPW	.1752	.6356	.2757
LU	-1.2560	.6129	-2.0492
LPOSPS	-3.3514	1.1653	-2.8760
LS	8.9704	2.3783	3.7718

---

R-Squared	.7539	F-statistic F( 4, 15)	11.4887
R-Bar-Squared	.6883	S.E. of Regression	.2982
Residual Sum of Squares	1.3337	Mean of Dependent Variable	-1.1330
S.D. of Dependent Variable	.5341	Maximum of Log-likelihood	-1.3012
DW-statistic	1.1211		

---

AUTOCORRELACION OFERTA CON SUBSIDIOS  
REG N.54

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 9 iterations

---

Dependent variable is LOX5P  
20 observations used for estimation from 1971 to 1990

---

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-1.2054	2.1919	-.5500
LTSPW	.0564	.4673	.1206
LU	-.5547	.7052	-.7866
LPOSPS	-.4771	.7355	-.6487
LS	.1032	1.8170	.0568

---

R-Squared	.9065	F-statistic F( 5, 13)	25.2213
R-Bar-Squared	.8706	S.E. of Regression	.1630
Residual Sum of Squares	.3455	Mean of Dependent Variable	-1.1330
S.D. of Dependent Variable	.5341	Maximum of Log-likelihood	11.1075
DW-statistic	2.2815		

---

Parameters of the Autoregressive Error Specification

---

U=	.7246*U(- 1)+V
(	6.2420)

---

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

---

- EXPORTACIONES INDUSTRIALES (PRODUCTO)  
PRECIO  
REG N.55

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is PXI

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-45.1897	60.8820	-.7423
PW	2.1127	.8460	2.4974
YW	.6293	.7691	.8182
T5PW	-.1275	.3852	-.3309
PWW1	-.0637	.7040	-.0905
Y	1.6021	.3872	4.1378
YP	-2.3499	.4638	-5.0666
R-Squared	.8685	F-statistic F( 6, 13)	14.3155
R-Bar-Squared	.8079	S.E. of Regression	11.5171
Residual Sum of Squares	1724.4	Mean of Dependent Variable	94.5160
S.D. of Dependent Variable	26.2753	Maximum of Log-likelihood	-72.9475
DW-statistic	2.0217		

PRECIO CON SUBSIDIO  
REG N.56

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is PXI

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-111.6412	105.5799	-1.0574
PW	1.6579	1.0398	1.5944
YW	.7338	.7927	.9257
T5PW	-.0291	.4113	-.0707
PWW1	.1396	.7615	.1834
Y	1.3679	.4956	2.7603
YP	-2.0640	.5979	-3.4521
S	40.6296	52.3243	.7765
R-Squared	.8748	F-statistic F( 7, 12)	11.9818
R-Bar-Squared	.8018	S.E. of Regression	11.6971
Residual Sum of Squares	1641.9	Mean of Dependent Variable	94.5160
S.D. of Dependent Variable	26.2753	Maximum of Log-likelihood	-72.4573
DW-statistic	2.1363		

DEMANDA  
REG N.57

### Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQX1  
20 observations used for estimation, from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-15.0686	2.1062	-7.1545
LPD5I	-.7704	.2391	-3.2215
LYW	4.0597	.4573	8.8783
R-Squared	.9239	F-statistic F( 2, 17)	103.2313
R-Bar-Squared	.9150	S.E. of Regression	.2466
Residual Sum of Squares	1.0339	Mean of Dependent Variable	3.5759
S.D. of Dependent Variable	.8457	Maximum of Log-likelihood	1.2451
DW-statistic	.6987		

AUTOCORRELACION DEMANDA  
REG N.58

### Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 8 iterations

Dependent variable is LQX1  
20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-7.5322	3.3550	-2.2451
LPD5I	-.9461	.3326	-2.8451
LYW	2.4466	.7150	3.4217
R-Squared	.9638	F-statistic F( 3, 15)	133.0859
R-Bar-Squared	.9565	S.E. of Regression	.1652
Residual Sum of Squares	.4093	Mean of Dependent Variable	3.5759
S.D. of Dependent Variable	.8457	Maximum of Log-likelihood	9.4994
DW-statistic	1.9973		

### Parameters of the Autoregressive Error Specification

$$U_t = .6215 * U_{t-1} + V_t$$

( 3.4300)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

DEMANDA CON SUBSIDIOS  
REG N.59

# Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQXI

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-15.2490	2.1082	-7.2332
LYW	4.0987	.4577	8.9541
LPD5IS	-.7475	.2388	-3.1299
R-Squared	.9223	F-statistic F( 2, 17)	100.8561
R-Bar-Squared	.9131	S.E. of Regression	.2493
Residual Sum of Squares	1.0564	Mean of Dependent Variable	3.5759
S.D. of Dependent Variable	.8457	Maximum of Log-likelihood	1.0302
DW-statistic	.7061		

AUTOCORRELACION DEMANDA CON SUBSIDIOS.  
REG N.60

# Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 6 iterations

Dependent variable is LQXI

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-7.5480	3.2986	-2.2882
LYW	2.4494	.7042	3.4785
LPD5IS	-.9920	.3354	-2.9574
R-Squared	.9633	F-statistic F( 3, 15)	131.3370
R-Bar-Squared	.9560	S.E. of Regression	.1662
Residual Sum of Squares	.4145	Mean of Dependent Variable	3.5759
S.D. of Dependent Variable	.8457	Maximum of Log-likelihood	9.3783
DW-statistic	2.0795		

# Parameters of the Autoregressive Error Specification

$$U = .6003 * U(-1) + V$$

( 3.3418)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

OFERTA  
REG N.61

# Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LOX5I

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	t-Ratio
K	-4.1386	1.9164	-2.1263
LTSPW	.6202	.4413	1.4054
LP05I	.5972	.6445	.9266
LU	-3.5194	1.0939	-3.2174
R-Squared	.8143	F-statistic F( 3, 16)	23.3921
R-Bar-Squared	.7795	S.E. of Regression	.2254
Residual Sum of Squares	.8125	Mean of Dependent Variable	-1.1375
S.D. of Dependent Variable	.4799	Maximum of Log-likelihood	3.6543
DW-statistic	1.1858		

AUTOCORRELACION OFERTA  
REG N.62

# Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 4 iterations

Dependent variable is LOX5I

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	t-Ratio
K	-1.9088	1.8810	-1.0148
LTSPW	.1746	.4133	.4224
LP05I	-.3640	.7346	-.4955
LU	-1.6472	1.3509	-1.2193
R-Squared	.8890	F-statistic F( 4, 14)	28.0202
R-Bar-Squared	.8572	S.E. of Regression	.1711
Residual Sum of Squares	.4096	Mean of Dependent Variable	-1.1375
S.D. of Dependent Variable	.4799	Maximum of Log-likelihood	9.4911
DW-statistic	1.7765		

# Parameters of the Autoregressive Error Specification

U= .2738\*U(- 1)+V  
( 1.3054)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

## OFERTA CON SUBSIDIOS

REG N.63

## Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LOX5I

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-4.1167	1.9956	-2.0629
LT5PW	.6957	.4824	1.4422
LU	-4.0349	1.6153	-2.4979
LP05IS	.9705	1.0592	.9163
LS	-.9256	1.8315	-.5054
R-Squared	.8167	F-statistic F( 4, 15)	16.7138
R-Bar-Squared	.7679	S.E. of Regression	.2312
Residual Sum of Squares	.8020	Mean of Dependent Variable	-1.1375
S.D. of Dependent Variable	.4799	Maximum of Log-likelihood	3.7853
DW-statistic	1.1733		

## AUTOCORRELACION OFERTA CON SUBSIDIOS

N.64

## Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 5 iterations

Dependent variable is LOX5I

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-1.7470	1.9366	-.9021
LT5PW	.2156	.4455	.4839
LU	-2.0281	1.6619	-1.2204
LP05IS	-.0652	1.0057	-.0648
LS	-.8579	1.5570	-.5510
R-Squared	.8927	F-statistic F( 5, 13)	21.6277
R-Bar-Squared	.8514	S.E. of Regression	.1745
Residual Sum of Squares	.3959	Mean of Dependent Variable	-1.1375
S.D. of Dependent Variable	.4799	Maximum of Log-likelihood	9.8152
DW-statistic	1.8871		

## Parameters of the Autoregressive Error Specification

$$U_t = .3048 * U_{t-1} + V_t$$

( 1.4955)

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

REGRESIONES DE IMPORTACIONES EXCEPTO PETROLEO Y TRIGO  
CON LAS DISTINTAS TASAS DE CAMBIO EFECTIVAS

Reg No 1

Ordinary Least Squares Estimation

---

Dependent variable is LQMS			
20 observations used for estimation from 1971 to 1990			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	4.8860	1.5385	3.1759
LT1PW	-.8476	.2867	-2.9568
LPM1W	-.7475	.2395	-3.1212
LY	.7668	.1781	4.3056
LU	1.6263	.2244	7.2475
R-Squared	.8216	F-statistic F( 4, 15)	17.2723
R-Bar-Squared	.7740	S.E. of Regression	.1333
Residual Sum of Squares	.2665	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	14.8011
DW-statistic	1.5093		

---

Reg No 2

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 4 iterations

---

Dependent variable is LQMS			
20 observations used for estimation from 1971 to 1990			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	5.8787	2.4723	2.3778
LT1PW	-.8679	.3318	-2.6154
LPM1W	-.8787	.3029	-2.9006
LY	.5698	.3880	1.4684
LU	1.5192	.3240	4.6882
R-Squared	.8091	F-statistic F( 3, 13)	11.0184
R-Bar-Squared	.7357	S.E. of Regression	.1377
Residual Sum of Squares	.2463	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	14.3222
DW-statistic	1.6982		

---

Importaciones...

Reg No 3

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	4.8811	1.5382	3.1733
LT2PW	-.8462	.2857	-2.9621
LPM2W	-.7465	.2400	-3.1102
LY	.7667	.1778	4.3131
LU	1.6267	.2245	7.2464
R-Squared	.8215	F-statistic F( 4, 15)	17.2569
R-Bar-Squared	.7739	S.E. of Regression	.1333
Residual Sum of Squares	.2667	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	14.7938
DW-statistic	1.5083		

Reg No 4

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	4.7816	1.5906	3.0061
LT3PW	-.8054	.2839	-2.8366
LPM3W	-.7729	.2288	-3.3781
LY	.7480	.1694	4.4102
LU	1.6227	.2268	7.1550
R-Squared	.8202	F-statistic F( 4, 15)	17.1076
R-Bar-Squared	.7723	S.E. of Regression	.1338
Residual Sum of Squares	.2686	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	14.7225
DW-statistic	1.4642		



Importaciones..

Reg No 5

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	4.8452	1.5401	3.1460
LT4PW	-.8369	.2944	-2.8427
LPM4W	-.7562	.2373	-3.1869
LY	.7649	.1822	4.1983
LU	1.6285	.2249	7.2416
R-Squared	.8211	F-statistic F( 4, 15)	17.2104
R-Bar-Squared	.7734	S.E. of Regression	.1335
Residual Sum of Squares	.2673	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	14.7716
DW-statistic	1.4983		

Reg No 6

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-1.4332	1.8832	-.7610
LT5	.7999	.5345	1.4966
LPM1W	-.5189	.2581	-2.0101
LY	.5594	.2642	2.1176
LU	1.5812	.2624	6.0261
R-Squared	.7543	F-statistic F( 4, 15)	11.5144
R-Bar-Squared	.6888	S.E. of Regression	.1564
Residual Sum of Squares	.3671	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	11.6005
DW-statistic	1.3604		

Importaciones..

Reg No 7

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-1.4278	1.9573	-.7295
LT6	.7862	.5365	1.4128
LPM2W	-.5024	.2592	-1.9383
LY	.5719	.2668	2.1433
LU	1.5548	.2640	5.8898
R-Squared	.7503	F-statistic F( 4, 15)	11.2679
R-Bar-Squared	.6837	S.E. of Regression	.1577
Residual Sum of Squares	.3731	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	11.4377
DW-statistic	1.3602		

Reg No 8

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	2.2831	1.8371	1.2428
LT7	-.2907	.3150	-.9227
LPM3W	-.6030	.3180	-1.8960
LY	.7987	.2067	3.8633
LU	1.6443	.2769	5.9380
R-Squared	.7386	F-statistic F( 4, 15)	10.5959
R-Bar-Squared	.6689	S.E. of Regression	.1614
Residual Sum of Squares	.3906	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	10.9799
DW-statistic	1.1850		

Importaciones..

Reg No 9

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	4.0546	1.6777	2.4167
LTB	-.7293	.3547	-2.0563
LPM4W	-.6972	.2607	-2.6747
LY	.8360	.2020	4.1384
LU	1.7337	.2604	6.6598
R-Squared	.7852	F-statistic F( 4, 15)	13.7118
R-Bar-Squared	.7280	S.E. of Regression	.1463
Residual Sum of Squares	.3209	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	12.9454
DW-statistic	1.3614		

Reg No 10

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	2.9680	1.2885	2.3035
LT1PC	-.5217	.2627	-1.9862
LPM1C	-.7104	.2371	-2.9957
LY	.8635	.1828	4.7228
LU	1.3735	.2988	4.5965
R-Squared	.7974	F-statistic F( 4, 15)	14.7596
R-Bar-Squared	.7434	S.E. of Regression	.1421
Residual Sum of Squares	.3027	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	13.5281
DW-statistic	1.3123		

Importaciones..

Reg No 11

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	2.9640	1.2886	2.3001
LT2PC	-.5215	.2623	-1.9882
LPM2C	-.7108	.2374	-2.9939
LY	.8640	.1826	4.7331
LU	1.3737	.2984	4.6034
R-Squared	.7973	F-statistic F( 4, 15)	14.7530
R-Bar-Squared	.7433	S.E. of Regression	.1421
Residual Sum of Squares	.3028	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	13.5246
DW-statistic	1.3132		

Reg No 12

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	2.8732	1.2818	2.2415
LT3PC	-.5113	.2470	-2.0703
LPM3C	-.7068	.2238	-3.1576
LY	.8746	.1692	5.1699
LU	1.4084	.2968	4.7452
R-Squared	.8019	F-statistic F( 4, 15)	15.1765
R-Bar-Squared	.7490	S.E. of Regression	.1405
Residual Sum of Squares	.2960	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	13.7509
DW-statistic	1.3401		

Importaciones..

Reg No 13

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	2.9851	1.2815	2.3293
LT4PC	-.5164	.2665	-1.9377
LPM4C	-.7064	.2346	-3.0102
LY	.8558	.1880	4.5531
LU	1.3700	.2957	4.6328
R-Squared	.7974	F-statistic F( 4, 15)	14.7605
R-Bar-Squared	.7434	S.E. of Regression	.1421
Residual Sum of Squares	.3027	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	13.5287
DW-statistic	1.3095		

Reg No 14

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQMS

20 observations used for estimation from 1971 to 1990

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-.5286	1.2879	-.4105
LT5C	.5949	.3816	1.5589
LPM1C	-.4319	.2235	-1.9321
LY	.5614	.2424	2.3159
LU	2.1268	.3770	5.6415
R-Squared	.7798	F-statistic F( 4, 15)	13.2798
R-Bar-Squared	.7211	S.E. of Regression	.1481
Residual Sum of Squares	.3290	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	12.6949
DW-statistic	1.7212		

Importaciones..

Reg No 15

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LQMS			
20 observations used for estimation from 1971 to 1990			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	1.3749	.7548	1.8214
LT7C	-.0649	.0243	-2.6690
LPM3C	-.6261	.1821	-3.4386
LY	.7697	.1609	4.7835
LU	1.9499	.2478	7.8686
R-Squared	.8273	F-statistic F( 4, 15)	17.9612
R-Bar-Squared	.7812	S.E. of Regression	.1312
Residual Sum of Squares	.2581	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	15.1236
DW-statistic	1.8939		

Reg No 16

Cochrane-Orcutt Method AR( 1) Converged after 4 iterations

Dependent variable is LQMS			
20 observations used for estimation from 1971 to 1990			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	1.8605	1.2973	1.4341
LT7C	-.0673	.0278	-2.4178
LPM3C	-.6735	.2319	-2.9039
LY	.6660	.2750	2.4221
LU	1.9109	.2756	6.9334
R-Squared	.8046	F-statistic F( 5, 13)	10.7093
R-Bar-Squared	.7295	S.E. of Regression	.1392
Residual Sum of Squares	.2521	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	14.1041
DW-statistic	1.9256		

Importaciones..

Reg No 17

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LGMS			
20 observations used for estimation from 1971 to 1990			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	-.4351	1.2840	-.3388
LT6C	.5722	.3894	1.4692
LPM2C	-.4236	.2270	-1.8659
LY	.5635	.2492	2.2612
LU	2.1036	.3795	5.5436
R-Squared	.7761	F-statistic F( 4, 15)	13.0011
R-Bar-Squared	.7164	S.E. of Regression	.1493
Residual Sum of Squares	.3345	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	12.5299
DW-statistic	1.6951		

Reg No 18

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LGMS			
20 observations used for estimation from 1971 to 1990			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
K	2.3754	1.2676	1.8740
LT8C	-.4308	.3088	-1.3953
LPM4C	-.6779	.2545	-2.6635
LY	.9075	.2142	4.2371
LU	1.4928	.2941	5.0756
R-Squared	.7758	F-statistic F( 4, 15)	12.9762
R-Bar-Squared	.7160	S.E. of Regression	.1494
Residual Sum of Squares	.3350	Mean of Dependent Variable	4.7205
S.D. of Dependent Variable	.2804	Maximum of Log-likelihood	12.5150
DW-statistic	1.2325		

## BIBLIOGRAFIA

- Abreu, M.de P. e Horta M.H.T.T., "Demanda de Importações no Brasil 1960-1980: Estimacões Agregadas e Desagregadas por Categoria de Uso e Projeções para 1982". Texto para Discussão No 48, IPEA, 1982.
- Abreu, M. de P., Equações de Demanda de Importações Revisitadas Brasil 1960-1985". Texto para Discussão No 148, Departamento de Economia PUC-RJ, 1987.
- Armington, P.S., "A Theory of Demand for Product Distinguished by Place of Production", IMF Staff Papers, vol 16, 1969.
- Arturs, J.; McGuirk, A., "A Revised Version of the Multilateral Exchange Rate Model" IMF Staff Papers, Vol 28, 1981.
- Arturs, J.R., Rhomberg, R.R., "A multilateral Exchange Rate Model", IMF Staff Papers, vol 20, Nov 1973.
- Assis, M., "Modelo Econométrico de Política de Curto Prazo no Brasil", Brasilia, IPEA, 1981.
- Bacha E.L. e Bodin de Moraes P., "Concorrença em Terceiros Mercados e a Taxa de Câmbio Real" (versão preliminar), mimeo PUC, R.J., 1988.
- Bélanger, Gerard, "An Indicator of Effective Exchange Rates for Primary Producing Countries", IMF Staff Papers, vol XXIII, No 1, March 1976.
- Bodin de Moraes, P., "Uma Nota sobre as Importações Brasileiras de Produtos Manufaturados". Texto para Discussão No 114, Departamento de Economia PUC-RJ, 1985.
- Bonelli, R., Polonia Rios, S., Reis, E.J., "Estimacão e Resultados do MOPSE - Modelo para Projeções do Setor Externo". Texto para Discussão Interna No 134, Março 1988, IPEA/INPES.
- Braga, H.C. e Markwald, R.A., "Funções de Oferta e de Demanda de Exportações de Manufaturados no Brasil: a Estimacão de um Modelo Simultâneo", Pesquisa e Planejamento Econômico. vol 13, No 3, 1983.
- Cardoso, E. e Dornbusch, R., "Taxas de Cambio Efetivas, Nominais e Reais: Brasil, 1959-1978", Texto para Discussão Interna No 25, IPEA/INPES, Set 1980.
- Cardoso, E. e Dornbusch, R., "Uma Equacão para as Exportações



- Brasileiras de Produtos Manufaturados", Revista Brasileira de Economia, vol. 34, No 3, 1980.
- Carvalho, J.L. e Haddad, C.S., "A Promoção de Exportações: a Experiência Brasileira até 1974", Revista Brasileira de Economia, vol. 32, No 1, jan/mar, 1978.
- De la Cal, M.S., "Uma Análise Econométrica da Balança Comercial Brasileira: 1965-1979", Dissertação de mestrado, R.J., UFF, 1981.
- Doellinger, C. et alii, "Exportações Dinâmicas Brasileiras", IPEA/INPES, R.J., 1971.
- Dornbusch, R., "Real Exchange Rates and Macroeconomics: A Selective Survey", Scand. Journal of Economics 91(2), 1989.
- Hirsch, F. y Higgins, I., "An Indicator of Effective Exchange Rates", Staff Papers, Vol. 17, Nov. 1970.
- Durand, M., "Method of Calculating Effective Exchange Rates and Indicators of Competitiveness", OECD Working Papers, No 29, Fev., 1986.
- Lemgruber, A.; Vieira, J., "Taxas Efetivas de Câmbio - O caso brasileiro 1973-1978", Ensaios Sobre o Setor Externo brasileiro, Ensaio No 5, 1980.
- Maciejewski, E.B., "Real Effective Exchange Rates Indices: A Re-Examination of Major Conceptual and Methodological Issues", IMF Staff Papers, Setembro 1983.
- McQuirk, A., "Measuring Price Competitiveness for Industrial Country Trade in Manufactures", IMFW Papers, 1986.
- Monteiro, Marcelo, "Um Novo Índice da Taxa de Câmbio Efetiva para o Brasil", Dissertação de Mestrado, PUC, R.J., 1990.
- Musalem, A.R., "Política de Subsídios e Exportações de Manufaturados no Brasil", Revista Brasileira de Economia, vol. 35, No 1, 1981.
- Mussi, C.H.F., "Fatores de Demanda nas Exportações de Manufaturados brasileiros", Dissertação de Mestrado, PUC, R.J., 1983.
- Paula Pinto, M.B., "O Crescimento das Exportações de Manufaturados brasileiros, 1954-1974", Estudos Econômicos, vol. 10, No 3, 1980.
- Paula Pinto, M.B., "O Potencial das Exportações Brasileiras de Manufaturados", Relatório de Pesquisa, PNPE, maio 1983.

- Polonia Rios, S.M., "Un Modelo de Desequilibrio para as Exportações Brasileiras de Produtos Manufaturados", Dissertação de Mestrado, PUC, R.J., 1986.
- Pauls, B.D. e Helkie W.L., " A Reassessment of Measures of the Dollar's Effective Exchange Value", International Finance Discussion Papers No 306, Abril. 1987.
- Reis, E.J., "Estimação de Equação de Exportações", IPEA/INPES, mimeo, 1979
- Rhomberg, R.R., "Indices of Effective Exchange Rates", IMF Staff Papers, vol XXIII, No 1, March 1976.
- Suplicy, E.M., "Os Efeitos das Minidesvalorizações na Economia Brasileira", R.J., Editora da Fundação Getulio Vargas, 1976.
- Tralhosheros, J.G., "Demanda de Importações Agregadas de Bens de Capital e de Bens de Consumo Intermediario (Exceto Petróleo e Trigo) Brasil 1975.1- 1985.4", Dissertação de Mestrado, PUC-RJ, 1986.
- Zini Junior, A., "Funções de Exportação e de Importação para o Brasil", Pesquisa e Planejamento Econômico, Vol 18, No 3, Dic 1988, IPEA/INPES.
- Zini Junior, A., "A Política Cambial em Discussão", Revista de Economia Política, Vol. 9 No 1., Enero-Marzo 1989. São Paulo, Brasil.